Établi en 1963 par une Loi du Parlement, le **Conseil économique du Canada** est une corporation de la Couronne composée d'un président, de deux directeurs et d'au plus vingt-cinq autres membres, qui sont nommés par le gouverneur en conseil.

Le Conseil est un organisme consultatif indépendant dont le mandat lui enjoint de faire des études, donner des avis et dresser des rapports concernant une grande variété de questions rattachées au développement économique du Canada. Le Conseil est autorisé à entreprendre des études et des enquêtes, de sa propre initiative ou à la demande du Ministre, et à faire rapport de ses activités. Chaque année, il doit préparer et faire publier un exposé sur les perspectives et les problèmes économiques à long et à moyen termes. Il peut aussi faire publier les études et les rapports dont la publication lui semble opportune.

Le président est le directeur général du Conseil; il en surveille les travaux et en dirige le personnel. Les montants requis pour acquitter les dépenses du Conseil sont prélevés sur les crédits que le Parlement vote à cette fin.

En tant que personne morale, le Conseil assume l'entière responsabilité des *Exposés annuels*, ainsi que de certains autres rapports qui sont clairement désignés comme étant des *Rapports du Conseil*. Figurent également au nombre des publications du Conseil, les *Études*, *Documents* et *Comptes rendus de colloques*, qui sont explicitement *attribués à des auteurs particuliers* plutôt qu'au Conseil lui-même. Celui-ci établit une politique générale touchant ces textes, mais c'est au président qu'il incombe de prendre la décision finale de faire publier, sous les auspices du Conseil économique du Canada, les ouvrages à nom d'auteur tels que les études, documents et rapports de colloques. Pour se prononcer sur la qualité, l'exactitude et l'objectivité d'une étude ou d'un document attribué à son auteur, le président est conseillé par les deux directeurs. De plus, dans le cas des *études à nom d'auteur*, le président et les deux directeurs sollicitent l'avis de lecteurs extérieurs spécialisés, qui font un rapport confidentiel sur la qualité de ces ouvrages. Le fait de publier une étude ou un document à nom d'auteur ne signifie pas que le président ou les membres du Conseil souscrivent aux conclusions ou recommandations contenues dans l'ouvrage, mais plutôt que l'analyse est jugée d'une qualité suffisante pour être portée à l'attention du public.

Chômage et dynamique du marché du travail au Canada

Les auteurs

Abrar Hasan

M. Hasan est économiste principal au Conseil économique du Canada. Présentement en congé, il agit à titre d'administrateur principal pour le compte de l'Organisation pour la coopération et le développement économiques à Paris. Il détient un doctorat de l'Université Queen's. Il a enseigné à l'Université d'Illinois et, au sein de la fonction publique fédérale, s'est spécialisé dans les questions relatives au marché du travail et à la sécurité du revenu. En plus d'avoir publié de nombreux articles dans ces domaines, il a participé à l'élaboration des rapports du Conseil sur l'énergie et les économies en voie de développement. Sur ce dernier sujet, il a servi d'expert-conseil auprès des Nations Unies.

Patrice de Broucker

M. de Broucker est économiste au Conseil économique du Canada. Il a fait son doctorat à l'Université de Paris IX-Dauphine. Il a travaillé pour le centre de recherche *Travail et Société*, à Paris, également. Ses travaux portent principalement sur les marchés du travail et les politiques d'emploi. Il a agi à titre d'expert-conseil auprès de l'Organisation pour la coopération et le développement économiques sur la situation des jeunes sur le marché du travail.

ABRAR HASAN
PATRICE DE BROUCKER

Chômage et dynamique du marché du travail au Canada

Les résultats de cette étude demeurent l'entière responsabilité des auteurs et, en tant que tels, n'ont pas reçu l'adhésion des membres du Conseil économique du Canada.

© Ministre des Approvisionnements et Services Canada 1985

En vente au Canada par l'entremise de nos

agents libraires agréés
et autres librairies

ou par la poste au:

Centre d'édition du gouvernement du Canada
Approvisionnements et Services Canada
Ottawa, Canada K1A 0S9

N° de catalogue EC22-125/1985F Canada: 8.95 $
ISBN 0-660-91409-3 à l'étranger: 10.75 $

Prix sujet à changement sans avis préalable

This study is also available in English under the title: *Unemployment, Employment, and Non-Participation in Canadian Labour Markets.*

Table des matières

Remerciements ix

1 Introduction 1
Une mise en perspective théorique 1
Perspective canadienne 3
Présentation de l'étude 3

2 Incidence et durée du chômage 7
Les concepts de stocks et de flux 7
Données sur les flux bruts 7
Description des flux d'activité 8
Composantes du taux de chômage 10
Incidence, durée et taux de chômage 10
Probabilités de transition et écarts dans les taux de chômage 12
Le concept de la durée moyenne du chômage 12
Conclusion 14

3 Concentration du chômage 17
Méthodologie 17
Périodes complètes de chômage 19
Durée moyenne 19
Distribution 20
Analyse des déterminants du taux de sortie 22
Conclusion 26

4 Chômage et inactivité 29
La question du découragement 29
Diverses mesures du découragement 30
Facteurs cycliques, saisonniers et structurels dans le phénomène du découragement 32
Méthodologie 32
Résultats empiriques 34
Mesure du découragement : analyse des flux bruts 37
Conclusion 39

5 Chômage et demande globale 41
Analyse statique comparative 41
Variations de la durée et de l'incidence 41
Contribution des divers flux d'activité 42
Les facteurs qui influent sur le chômage de longue durée 43
Le modèle 43
Facteurs saisonniers et structurels 44
Incidence cyclique 49
Conclusion 50

6 Caractéristiques de l'emploi dans l'économie canadienne **53**
Bref aperçu de quelques tendances de l'emploi 53
Durée d'emploi avec hypothèse d'un état stationnaire 54
La méthode de pondération en fonction de l'expérience 55
Une approche fondée sur le taux de conservation d'un emploi 57
Nature des périodes d'emploi de courte durée 61
Conclusion 62

7 Aspects démographiques de la mobilité et de l'instabilité d'emploi **63**
Les flux d'activité par groupe démographique 63
Les flux bruts 63
Impact des flux en hypothèse d'état stationnaire 65
Taux de chômage et importance relative des flux d'activité 66
Variations saisonnières et comportement des divers groupes démographiques sur le marché du travail 67
Le chômage selon le groupe démographique 70
Durée et concentration du chômage 70
Les retraits d'activité et leur incidence sur la concentration du chômage 71
La récurrence du chômage 74
L'emploi selon le groupe démographique 77
Durée moyenne et distribution de l'emploi 77
Périodes d'emploi de courte durée 79
Conclusion 81

8 Disparités régionales sur le marché du travail **85**
Flux régionaux d'activité 85
Flux régionaux d'activité et de chômage 87
Les écarts entre les taux de chômage 87
Incidence et durée du chômage 88
Fluctuations saisonnières et marchés régionaux du travail 89
Distribution régionale de la durée du chômage 90
Le phénomène du découragement dans les régions 93
Tendances régionales de l'emploi 96
Estimations en état stationnaire 96
Polarisation des durées d'emploi 97
Estimation de la durée de l'emploi selon la région 99
Nature des courtes périodes d'emploi 100
Conclusion 100

9 En guise de conclusion **103**
Le point de départ 103
Résumé des résultats 103
Interprétation des résultats 106
Limites de l'analyse 107
Conséquences pour les politiques 108

Appendice 109

Notes 121

Liste des tableaux et graphiques 123

Bibliographie 127

Remerciements

La présente étude s'est amorcée dans le cadre des travaux de recherche du Conseil sur les déséquilibres du marché du travail. Ces travaux se sont déroulés de 1980 à 1982 et ont abouti à la publication de *Pénuries et carences – Travailleurs qualifiés et emplois durant les années 80*. Certains des résultats de nos recherches figurent au chapitre 6 de ce rapport.

Nous tenons à remercier les nombreuses personnes qui nous ont soutenus et aidés dans la réalisation de cette étude. Peter Cornell, Robert Jenness et Keith Newton (directeur de l'équipe *Marché du travail*) nous ont encouragés à maintes reprises et ont formulé des critiques constructives sur les premières versions. Soulignons aussi le concours de nos collègues de l'équipe *Marché du travail*, du personnel du Service statistique et informatique, qui a dû manipuler une quantité énorme de données, de la Division des communications et du Service du traitement de textes, qui a consciencieusement remis à jour les diverses versions.

Nous aimerions également exprimer notre gratitude à Ian Macredie et Richard Veevers de Statistique Canada, qui, en plus de nous fournir des données inédites sur les flux bruts, ont passé beaucoup de leur temps à nous expliquer les possibilités et les limites de ces données.

Comme nous avons déjà présenté certains des résultats de cette étude dans des réunions de diverses associations économiques, nous voulons enfin remercier de leurs commentaires les participants à ces réunions, notamment Frank Denton, Steve Kaliski et Sunder Magun.

Nous demeurons, bien sûr, les seuls responsables de l'étude.

1 Introduction

La société occidentale a toujours manifesté, à l'égard des personnes en chômage, des attitudes contradictoires qui vont de la bienveillance à la désapprobation acerbe[1]. Les théories économiques sur le chômage reflètent cette ambivalence : à un extrême, le chômage serait principalement dû au fait que les travailleurs sans emploi refusent d'accepter les conditions de travail qui leur sont offertes, tandis qu'à l'autre extrême, il serait surtout attribuable à l'incapacité des marchés du travail d'équilibrer la demande et l'offre de main-d'œuvre. La controverse n'est pas simplement de nature idéologique : chacun des extrêmes de cette bipolarité aboutit logiquement à l'énoncé de politiques très différentes. Si le chômage s'explique d'abord par les caractéristiques des travailleurs et leurs difficultés à repérer les emplois disponibles, la solution se situera alors du côté de l'offre et nécessitera un meilleur appariement des travailleurs et des emplois. Si, d'autre part, le marché du travail éprouve des difficultés plus fondamentales à fonctionner, il faudra que les gouvernements interviennent pour équilibrer la demande et l'offre de main-d'œuvre. La gravité des niveaux de chômage résultant de la dernière récession a intensifié la controverse entourant la nature du chômage au Canada.

La controverse s'est également amplifiée en raison de deux phénomènes nouveaux. Le premier a trait aux changements démographiques et structurels qui se sont produits dans l'économie canadienne au cours des deux dernières décennies. Nombre d'observateurs sont d'avis que le taux de chômage des années 80 ne représente plus les mêmes niveaux de resserrement du marché du travail et de difficultés personnelles qu'au cours des années 60, précisément en raison de ces changements. Le second phénomène a trait aux importantes innovations théoriques qui, au cours des années 70, ont révolutionné la science économique en général, et l'économie du travail en particulier, et qui ont incité les économistes à considérer le chômage avant tout comme un phénomène directement relié à la mécanique même du marché du travail, plutôt qu'à ses problèmes de fonctionnement.

Dans la présente étude, nous tentons d'expliquer la nature du chômage au Canada. Nous posons comme prémisse qu'il est impossible de comprendre le chômage indépendamment des autres situations vécues sur le marché du travail, à savoir l'emploi et l'inactivité. Nous étudions donc ces trois caractéristiques du marché et leurs interdépendances.

Une mise en perspective théorique

Ce sont les travaux de Pigou (1933) qui résument le mieux la pensée des économistes de l'école classique sur la question du chômage. Selon l'auteur, les marchés du travail sont généralement en équilibre et le chômage n'est qu'une perturbation temporaire de cet état. Comme les salaires sont parfaitement flexibles, ce chômage disparaît dès que les personnes sans emploi abaissent leurs demandes salariales pour décrocher un emploi. Simultanément, les employeurs embauchent davantage à mesure que diminuent les demandes salariales. Dans cette perspective, le chômage est essentiellement dû au refus des travailleurs d'accepter les salaires offerts par les employeurs. La responsabilité du chômage repose donc carrément sur les épaules des chômeurs eux-mêmes.

Tout à l'opposé, la révolution keynésienne, influencée par les effets de la grande dépression, a fait naître la notion de chômage involontaire, selon laquelle l'inflexibilité des salaires constitue une caractéristique importante du marché du travail et l'insuffisance périodique de la demande globale est une des principales causes du chômage. Pour diverses raisons, les travailleurs ne peuvent réduire leurs demandes salariales[2] et, même s'ils le faisaient, cela entraînerait une réduction encore plus grande de la demande globale, de sorte que les marchés du travail ne pourraient s'équilibrer. Cette façon d'envisager le chômage était courante dans les années 50.

Au cours des années 60, ce diagnostic d'une insuffisance de demande a été sérieusement contesté par les « structuralistes » dont le principal contre-argument avait trait aux différences de comportement dans les divers secteurs de l'économie. Selon eux, une demande globale élevée ne suffit pas à assurer un faible taux de chômage puisque les divers secteurs de l'économie peuvent ne pas être en état d'équilibre. Les progrès technologiques et l'évolution des modes de consommation peuvent maintenir divers secteurs dans un état de déséquilibre. Les deux écoles de pensée conduisent à des politiques très différentes : celle qui repose sur la demande globale préconise l'utilisation de politiques monétaires et fiscales pour soutenir cette demande, tandis

que l'école structuraliste favorise le recours à des politiques de main-d'œuvre spécifiques concernant la formation, la mobilité et la création d'emplois pour tenter de faire mieux correspondre les caractéristiques des travailleurs et celles des emplois disponibles.

La controverse a pris une nouvelle tournure au cours des années 70 : la théorie économique avancée au cours de cette décennie, souvent qualifiée de révolution postkeynésienne, part du principe que les marchés du travail s'équilibrent rapidement. Ses tenants considèrent que les niveaux de chômage découlent non pas d'une incapacité des marchés du travail à s'équilibrer, mais de la réaction productive et rationnelle des personnes aux différences qu'elles perçoivent entre les salaires (et les prix) actuels et ceux qui prévaudront dans l'avenir. Cette théorie de la substitution intertemporelle du loisir, mise de l'avant par Lucas et Rapping (1970), a par la suite été raffinée à partir d'extensions de la théorie de la recherche d'emploi de Stigler (1961, 1962), d'une part, et de la théorie des contrats[3], d'autre part. Ces nouvelles propositions théoriques laissent entendre que la nature volontaire du chômage n'est pas négligeable. Au plan théorique, nous revenons donc à la conception classique du chômage. Entre temps, l'élaboration de l'hypothèse d'un « taux de chômage naturel »[4] a pavé la voie à la reconnaissance générale du fait qu'il n'existe aucun arbitrage possible, à long terme, entre le chômage et l'inflation. Comme les modèles des anticipations rationnelles[5], la théorie du taux de chômage naturel signifie, en dernière analyse, que l'ensemble des politiques monétaires et fiscales n'exerce aucune influence à long terme sur le chômage. Les conceptions théoriques des années 70 préconisent donc une politique de « laisser-faire ».

Parallèlement, un autre courant de pensée s'est développé autour de ce qu'on a appelé une conception « dynamique » des marchés du travail, ce qui a popularisé l'expression « nouveau chômage »[6]. Selon cette conception, les marchés du travail devraient être étudiés en fonction des mouvements des personnes entre diverses situations sur ces marchés au cours d'une certaine période de temps. Cette vision axée sur les flux s'oppose à l'approche plus traditionnelle centrée sur des stocks, c'est-à-dire sur un nombre de personnes se trouvant dans une situation donnée à un moment précis. Selon la conception dynamique, le taux de rotation, soit le taux auquel les personnes entrent en chômage, est le principal déterminant du taux de chômage, alors que la durée du chômage n'est que secondaire. Si certains groupes démographiques connaissent des taux de chômage élevés, ce n'est pas parce qu'ils sont sans emploi longtemps, mais bien parce qu'ils le sont souvent. On prétend alors qu'il n'y a pas de pénurie d'emplois, mais que les emplois offerts présentent peu d'intérêt. Les travailleurs changent très souvent d'emploi pour passer d'un emploi indésirable à un autre. Le problème du chômage relève donc davantage des travailleurs que d'une pénurie générale d'emplois et les solutions préconisées sont axées sur la formation, l'enrichissement des tâches, ainsi que sur la réduction d'obstacles sur le marché du travail, qui, comme le salaire minimum, empêchent les travailleurs moins qualifiés de trouver un emploi. Dans une perspective à long terme, la demande globale ne semble pas constituer un axe important des politiques. Cette approche, centrée sur les flux d'entrée en chômage, tend à déprécier le fardeau du chômage en considérant que celui-ci est réparti entre un grand nombre de membres de la population active, et non pas restreint à un petit nombre de personnes. Ces flux importants feraient partie des mécanismes compensateurs à l'œuvre sur un marché qui trouve généralement son équilibre. Sous cet angle, l'évolution de l'économie du travail au cours des années 70 semble avoir favorisé l'apparition du syndrome de la « victime coupable ».

Récemment, un groupe influent d'économistes s'est joint à la controverse; ce groupe continue de considérer le chômage comme un symptôme du mauvais fonctionnement du marché[7]. En particulier, Clark et Summers (1979) se demandent si la mobilité des travailleurs constitue vraiment un facteur déterminant du taux de chômage. À leur avis, une minorité importante des sans emploi connaît des périodes prolongées de chômage de plus de six mois. Ces périodes représentent une proportion élevée du chômage total, ce qui donne à penser que l'insuffisance du nombre d'emplois acceptables, plutôt que l'instabilité des personnes en cause, serait à la base du chômage. Partant, ces économistes prétendent que toute mesure visant à réduire le taux de chômage devrait être axée sur ces personnes souffrant de chômage chronique, plutôt que sur les cas de chômage fréquent et de courte durée. Ils insistent surtout sur la création d'emplois. La conclusion tirée d'autres travaux empiriques récents veut également que le chômage se concentre largement dans des périodes longues et répétées[8].

En résumé, le débat théorique sur la nature du chômage n'a pas encore donné lieu à un consensus. Certains économistes continuent de postuler un marché du travail bien rodé, où le chômage ne serait qu'une aberration temporaire, causée avant tout par des rigidités institutionnelles et des interventions qui favorisent les rigidités salariales. D'autres, par contre, sont convaincus que le chômage résulte du mauvais fonctionnement du marché : laissé à lui-même, celui-ci ne peut, pour diverses raisons, s'équilibrer et le chômage persiste.

Perspective canadienne

Il est étonnant de constater qu'aussi peu d'études aient été effectuées sur le chômage au Canada[9]. La documentation existante porte essentiellement sur les années 70. On y explique l'importance du chômage principalement par les changements institutionnels et démographiques qui ont cours. L'analyse de la mobilité d'un état d'activité à un autre ne conduit pas à un appui inconditionnel à la notion du « nouveau chômage »[10].

Parmi les changements institutionnels relevés, on accorde une importance particulière à la révision de la Loi sur l'assurance-chômage en 1972. Cette modification a grandement libéralisé l'application de la Loi en prolongeant la couverture, en réduisant les conditions d'admissibilité, en augmentant le taux des prestations et en prolongeant la durée de la période d'indemnisation. Selon diverses études, ces changements auraient eu des effets quantifiables sur le taux global de chômage[11]. On considère souvent que le salaire minimum est une autre mesure institutionnelle qui a grandement modifié le fonctionnement du marché du travail[12]. En 1974, 1975 et 1976, toutes les administrations publiques l'ont relevé de manière non négligeable. En 1974, pas moins de six provinces ont haussé leur taux de salaire minimum de plus de 20 %.

D'autres programmes gouvernementaux ont probablement aussi contribué à modifier les caractéristiques du marché national du travail et des personnes qui y participent. Ainsi, depuis la fin des années 60, le Programme de formation de la main-d'œuvre du Canada a servi environ 300 000 clients par année et le pays a affecté à la formation plus de fonds par personne active que ne l'a fait tout autre pays industrialisé, à l'exception de la Suède. Grâce à divers programmes de création d'emplois, le gouvernement fédéral et les provinces se sont depuis longtemps efforcés d'agir sur la demande dans l'économie. À cause de cette présence massive des gouvernements sur le marché du travail, il semble donc probable qu'un pourcentage appréciable de la population active a connu des situations très différentes de celles que recouvrent les concepts traditionnels de travail et de chômage.

C'est pour ces raisons que nombre d'observateurs prétendent que le marché du travail du Canada a beaucoup changé au cours des années 70 et que ces changements se sont intensifiés au cours des années 80. Vu l'ampleur de ces changements, les critères traditionnels de la performance économique, en particulier le taux global de chômage, ne conviennent plus à l'analyse. Certains sont d'avis que l'importance du resserrement du marché du travail auquel renvoit un taux donné de chômage était beaucoup plus grande au cours des années 70 qu'elle ne l'était au cours des années 60[13]. Cette vision se rapproche de celle qu'ont adoptée les tenants de la thèse du chômage de mobilité. L'importance accordée aux facteurs démographiques et institutionnels s'inscrit dans la lignée de cette même thèse.

Présentation de l'étude

La présente étude vise d'abord à analyser et à mieux comprendre le fonctionnement du marché du travail au Canada. Nous étudierons les rapports entre les diverses situations sur le marché du travail et entre les notions de stocks et de flux. Cette description, présentée au chapitre 2, servira de contexte à l'étude de la théorie du chômage de mobilité. En résumé, cette théorie considère que le chômage est d'abord « frictionnel », c'est-à-dire qu'il dépend du temps mis à changer d'emploi, et « volontaire », en ce sens qu'il est dû au refus des travailleurs d'accepter les emplois disponibles :

> C'est faire une description inexacte de notre économie et fausser l'orientation des politiques que d'affirmer qu'une bonne partie des chômeurs sont incapables de se trouver un emploi. Il est plus juste de dire que nous sommes en présence d'un marché dynamique où presque tous les chômeurs peuvent se trouver un emploi correspondant à leur travail habituel dans un délai relativement court. Le problème ne tient pas à l'absence d'emplois de ce genre, mais plutôt au fait qu'ils ne sont pas intéressants. Une bonne partie des chômeurs et une part encore plus importante de la main-d'œuvre perdue sont formées de personnes qui considèrent que les emplois offerts non seulement n'offrent aucun intérêt, mais qu'ils sont peu susceptibles de leur servir de tremplin pour l'avenir[14].

Nous étudierons en fait trois hypothèses : d'abord, le fait que les entrées en chômage soient beaucoup plus importantes que les changements nets observés dans les stocks donnerait à entendre que l'ensemble des travailleurs partagent plutôt équitablement le fardeau du chômage. Deuxièmement, les périodes de chômage sont plutôt brèves; le chômage ne serait donc pas une expérience très pénible. Enfin, les groupes qui affichent des taux élevés de chômage se caractérisent également par des taux élevés de mobilité; non seulement leurs périodes de chômage sont-elles de courte durée, mais leurs périodes d'emploi le sont aussi. Cela signifierait que le chômage de ces personnes s'explique par leur tendance à être instables et à changer souvent d'emploi. L'essentiel de la présente étude consistera à analyser dans quelle mesure ces trois hypothèses s'appliquent au marché du travail canadien.

Au chapitre 2, nous utilisons des données sur les flux bruts pour décomposer le taux de chômage en deux éléments : le risque de devenir chômeur et la

durée du chômage. Nous étudions également comment les divers flux d'activité sont liés au taux de chômage.

Au chapitre 3, nous cherchons à aller au-delà de la notion de la durée moyenne du chômage pour envisager la répartition des périodes de chômage selon leur durée. Cela permet de contourner l'hypothèse limitative de l'état stationnaire. Ce chapitre se fonde sur deux prémisses majeures :

- au lieu d'être largement partagé, le fardeau du chômage est concentré sur un nombre limité de personnes qui connaissent des périodes de chômage de longue durée, et
- le chômage est concentré dans de longues périodes parce que les chances de trouver un emploi se détériorent à mesure que la durée du chômage se prolonge. Cette baisse du taux de sortie du chômage est due autant aux caractéristiques personnelles des gens qu'à la durée même de la période de chômage : c'est l'hypothèse de la « dépendance » des personnes à l'égard de leur propre situation.

Si ces prémisses sont confirmées, il semblerait nécessaire de nuancer la description du chômage comme étant avant tout un phénomène de mobilité. Si les taux de sortie dépendent de la situation vécue, on pourrait alors considérer que certains facteurs inhérents à la demande, comme la sélectivité manifestée par les employeurs ou la rareté relative des emplois, seraient responsables de cette expérience.

Il se peut que la durée observée du chômage soit courte parce que nombre de personnes en chômage se découragent en raison du peu de possibilités de trouver un emploi. Ces personnes quittent l'état de chômage non pas parce qu'elles ont trouvé un emploi, mais parce qu'elles estiment inutile d'en chercher un activement. Ainsi, le nombre de personnes officiellement considérées comme étant en chômage diminue, tout comme la durée de leur période de chômage. Si de nombreux travailleurs découragés cherchaient à nouveau activement un emploi après une certaine période d'inactivité, cela aurait deux conséquences : les entrées en chômage sembleraient plus nombreuses et la durée du chômage paraîtrait plus courte. Le chapitre 4 permettra d'analyser ces questions, ainsi que les hypothèses suivantes :

- le nombre de personnes en âge de travailler et considérées comme des travailleurs découragés dépend de la façon dont on mesure le nombre d'emplois disponibles;
- l'effet du découragement est plus important chez les femmes que chez les hommes; et
- de courtes périodes de chômage ponctuées par des périodes d'inactivité de courte durée elles aussi, constituent en fait une longue période de chômage.

L'existence du chômage prolongé est un indice d'une pénurie générale d'emplois. De plus, à cause du phénomène du découragement, le problème de la disponibilité des emplois est probablement plus grave que ne le donne à entendre un taux donné de chômage. Dans le chapitre 5, nous tenterons d'analyser concrètement le lien qui existe entre certaines mesures de la demande globale (ces mesures servent à évaluer la disponibilité relative des emplois) et le phénomène du chômage de longue durée. Nous poserons comme principale hypothèse que le chômage prolongé est fonction de ces indices globaux de la disponibilité des emplois dans l'économie.

Toute analyse des flux doit tenir compte du fait que les divers états d'activité sont interdépendants et qu'ils doivent être étudiés en fonction de l'évolution des uns par rapport aux autres. Par exemple, les caractéristiques de l'emploi au pays influencent tout particulièrement la manière dont on définit le chômage. C'est ce que nous étudierons dans le chapitre 6. Il y sera question des façons de mesurer la durée moyenne de l'emploi, ainsi que de la distribution des périodes d'emploi selon leur durée.

Le chapitre 7 est consacré à une étude de l'expérience sur le marché du travail par groupe démographique. Le tableau de l'emploi, du chômage et de l'inactivité, élaboré au niveau national dans les chapitres 2 à 6, est à nouveau dressé pour huit groupes d'âge et de sexe. Cette ventilation permet d'étudier plusieurs hypothèses, notamment à propos des jeunes. D'après les tenants de la thèse de la mobilité, le chômage des jeunes serait élevé, bien que de très courte durée, en raison surtout du risque accru que courent ces jeunes de se retrouver en chômage. Ceux-ci auraient également tendance à être instables en emploi; s'ils faisaient preuve d'une meilleure stabilité, leur taux de chômage diminuerait et leurs chances de réussir éventuellement sur le marché du travail s'amélioreraient. Ce sont là certaines des questions que nous aborderons dans le chapitre 7.

Au chapitre 8, nous étudierons la dimension régionale du marché canadien du travail. Nous analyserons en profondeur les raisons pour lesquelles les taux de chômage sont constamment plus élevés dans certaines régions comparativement à d'autres. À cette fin, nous ferons appel à des données sur les flux bruts de main-d'œuvre, ainsi qu'à d'autres renseignements. Nous tenterons de déterminer si certaines hypothèses émises par les tenants de la thèse du chômage de mobilité permettent d'expliquer les différences qu'on observe entre les régions en ce qui concerne l'emploi, le chômage et l'inactivité.

Nous conclurons au chapitre 9 en faisant une synthèse de nos résultats et en discutant de ce qu'ils

impliquent, compte tenu des limites de notre analyse, au niveau de l'élaboration des politiques.

En résumé, le concept de la mobilité sur le marché du travail est à la base de la présente étude. Nous partons essentiellement du principe qu'il est impossible de bien comprendre la nature du chômage sans prendre également en compte l'emploi et l'inactivité. Il faut donc effectuer une analyse dynamique des personnes qui passent d'un état d'activité à un autre, au lieu d'étudier les stocks de personnes en chômage.

Le chômage peut avoir des conséquences psychologiques assez traumatisantes pour les personnes qui le subissent. À l'échelle de la société, la gravité réelle du chômage peut se manifester par une hausse des taux de suicide et de criminalité et par un accroissement du nombre de foyers brisés. Nous n'aborderons pas ces problèmes très graves dans la présente étude. Les changements technologiques sont un autre aspect dont nous ne traiterons pas de façon explicite. De nombreux experts sont d'avis que le marché du travail est en voie de transformation. Selon les plus récentes prévisions, des taux de chômage d'environ 10 % sont à prévoir pour de nombreuses années à venir. La majeure partie des recherches entourant la présente étude a été effectuée vers la fin de 1981 et au début de 1982, et concernait des données portant sur l'année 1980 et des années antérieures. Toutefois, nonobstant ces transformations, nos principales constatations ont subi le test des données de 1982, alors que l'on traversait une période de récession profonde. Les résultats de notre étude ont été corroborés par ces données, que nous présentons en appendice.

2 Incidence et durée du chômage

Dans le chapitre précédent, nous décrivions deux perceptions différentes de la nature du chômage. Les principales différences entre ces perceptions ont trait à l'importance accordée aux deux composantes du taux de chômage, à savoir l'incidence – les entrées en chômage – et la durée du chômage. L'attention apportée à l'étendue du phénomène, d'une part, et à sa durée, d'autre part, est donc en cause. Dans le présent chapitre, nous explorons ces deux aspects du problème à l'intérieur d'un cadre simplifié, où nous postulons que le marché du travail est dans un « état d'équilibre ». En fait, il est possible d'étudier l'un ou l'autre des trois états d'activité sous l'angle de l'incidence et de la durée. Au chapitre 6, nous utiliserons des données sur les flux bruts et l'approche de l'état stationnaire pour faire une analyse de la durée de l'emploi. Nous tenterons toutefois de contourner les limites inhérentes à cette façon de procéder.

Contrairement à l'approche traditionnelle, qui se fonde sur des données de stocks, nous nous attachons au mouvement des personnes d'un état d'activité à un autre. Après avoir présenté nos données de base – celles-ci étant relativement nouvelles – nous étudions la relation qui existe entre le taux de chômage et ses deux composantes. Nous concluons le chapitre en analysant le concept de la durée du chômage et indiquons ses limites en tant que mesure du fardeau du chômage.

Les concepts de stocks et de flux

Les données sur le marché du travail publiées chaque mois par Statistique Canada proviennent de l'Enquête sur la population active (EPA), qui est menée auprès de 55 000 ménages dans les dix provinces. (Sont exclus de l'enquête les deux territoires, les Indiens habitant les réserves et les personnes vivant en institution.) À partir de cette enquête mensuelle, on classe les personnes en âge de travailler (âgées de 15 ans et plus) selon qu'elles font partie de la population active (*L*) ou qu'elles n'en font pas partie (*N*). La population active elle-même se divise en personnes occupées (*E*) et en personnes en chômage (*U*). Cette subdivision du marché du travail, effectuée à un moment précis, correspond au concept de « stock ». Elle sert de base aux études traditionnelles de la question du chômage.

Toutefois, les données sur les stocks varient constamment, en raison du passage des personnes d'un état d'activité à un autre. Au début des années 70, les économistes ont commencé à faire valoir que la compréhension de la nature du chômage pourrait être nettement améliorée si l'on axait l'analyse sur ces flux, qu'on a appelés mouvements dynamiques et qui ne se produisent pas à un moment donné, mais s'étalent plutôt sur une période de temps.

Données sur les flux bruts

Il convient, à ce stade-ci, de présenter les données sur les flux bruts. Ces données sont fondées sur l'EPA, dont un sixième de l'échantillon est renouvelé chaque mois et est soumis à l'enquête pendant les cinq mois suivants. Cela signifie que les cinq sixièmes de l'échantillon sont les mêmes d'un mois à un autre et que ces données peuvent être appariées pour composer le profil d'activité d'une personne pendant le mois en cours et les mois précédents. Cette approche permet d'enregistrer le nombre de personnes qui demeurent occupées, en chômage ou inactives, ou qui passent d'un état à un autre, une fois effectués certains ajustements pour tenir compte du fait qu'il ne s'agit que des cinq sixièmes de l'échantillon.

Cette méthode dite « d'appariement », qui permet de déterminer les flux bruts, doit être distinguée de la méthode de « rappel », où l'on demande aux répondants à l'enquête de se rappeler leur statut d'activité au mois précédent et ce, au moment même où ils font part de leur statut actuel. Cette dernière approche est limitée par des problèmes de remémoration, c'est-à-dire par les failles de mémoire qui se produisent inévitablement lorsqu'il s'agit de se rappeler avec précision des choses qui se sont passées il y a un certain temps. Bien que nos données ne soient pas affectées par ce genre de biais, elles n'en demeurent pas moins soumises aux erreurs résultant de la possibilité qu'une situation inchangée donne lieu à des déclarations différentes dans deux mois consécutifs ou qu'une situation modifiée donne lieu à des déclarations identiques. En raison de ce problème, on reconnaît souvent que les données sur les flux – et par conséquent les probabilités de transition – puissent être quelque peu gonflées. D'autres problèmes résultent de l'attrition dans l'échantillon, les cinq sixièmes ne pouvant pas toujours être appariés[1].

Les données sur les flux bruts obtenues à partir de l'EPA portent sur neuf types de flux : six constituent des mouvements entre les trois états d'activité possibles sur le marché du travail, à savoir l'emploi, le chômage ou l'inactivité, et les trois autres représentent un maintien dans la situation d'origine. Ces flux peuvent être présentés sous la forme d'une matrice, comme dans le tableau 2-1. Pour respecter une certaine cohérence, les données sur les flux sont ajustées par Statistique Canada aux données de stocks publiées correspondant à l'état d'origine des flux.

Tableau 2-1

Matrice des flux bruts sur le marché du travail

Statut d'activite au mois précédent (t-1)	Statut d'activité pour le mois en cours(t)		
	E(t)	U(t)	N(t)
E(t-1)	EE	EU	EN
U(t-1)	UE	UU	UN
N(t-1)	NE	NU	NN

L'élément *EE* représente le fait de demeurer occupé pendant deux mois consécutifs. Il convient de souligner que la méthode d'appariement ne peut tenir compte d'événements qui se produisent dans l'intervalle de deux enquêtes. Une situation continue d'emploi, à deux dates d'enquête consécutives, par exemple, peut en quelque sorte occulter le fait qu'une personne ait pu terminer un emploi pour en commencer un autre tout de suite après. Il ne sera pas possible non plus de déceler une période de chômage de courte durée intervenant entre les deux enquêtes. Dans la plupart des cas, cependant, c'est le même emploi qui se poursuit d'un mois à l'autre. Les autres entrées dans la matrice peuvent aussi être interprétées comme le passage d'un état, dénoté par la première lettre, à un autre (ou le même), dénoté par la seconde lettre. Ces flux permettent d'établir des taux de transition mensuels, le nombre de personnes dans chacun des flux étant divisé par le nombre de personnes se trouvant dans l'état initial. En utilisant les minuscules pour désigner ces taux de transition, nous pouvons décrire *ue*, par exemple, comme la probabilité mensuelle qu'une personne en chômage au mois (t–1) se retrouve employée au mois (t); ce taux s'obtient en divisant *UE* par *U*(t–1). De même, la probabilité de demeurer dans la même situation, soit le taux de conservation d'un statut, est donnée par *uu* dans le cas du chômage et par *ee* dans le cas de l'emploi.

Pour situer les mouvements de la population active dans la perspective des stocks, le tableau 2-2, portant sur la période de janvier-février 1981, fait état de l'importance relative des données de stocks et de flux. Au cours de cette période, le nombre de personnes en chômage est passé de 945 000 à 928 000, une baisse de 17 000 seulement. Cette variation nette cache toutefois des mouvements importants : 367 000 personnes sont venues gonfler le stock des chômeurs (soit 152 000 qui occupaient antérieurement un emploi et 215 000 qui étaient jusqu'alors inactives), alors que 399 000 en sont sorties (soit 225 000 qui ont trouvé un emploi et 174 000 qui ont quitté la population active). De plus, la population d'âge actif enregistrait, en février, une augmentation nette de 15 000 personnes qui se déclaraient sans emploi.

L'importance de ces transitions mensuelles entre divers états d'activité indique que le marché du travail est en mouvement permanent et que les données de stocks peuvent cacher des aspects importants du comportement des personnes sur ce marché. Un second aspect à souligner a trait à l'interdépendance entre les trois états d'activité. À cause de cette interdépendance, une étude du chômage, par exemple, ne peut être complète si l'on ne tient compte que du chômage lui-même. Ainsi, un épisode de chômage peut se terminer de deux façons : soit par une prise d'emploi, soit par une sortie de la population active. La signification de la période de chômage sera donc très différente selon la nature de son dénouement. C'est pourquoi une analyse plus complète du chômage exigera que l'on prenne en considération les deux autres états d'activité possibles sur le marché du travail.

Description des flux d'activité

La probabilité de passer d'un état d'activité à un autre est décrite au tableau 2-3 pour l'année 1980. On peut y constater l'importance des flux sur le marché du travail. En effet, quelque 4,1 % des personnes occupées (*eu* + *en* = 1,55 + 2,57 %) ont perdu ou quitté leur emploi chaque mois (95,9 % le conservant) alors que quelque 6,7 % des personnes ne faisant pas partie de la population active (*ne* + *nu*) s'y sont jointes. Ces pourcentages peuvent sembler négligeables, mais ils n'en représentent pas moins un nombre imposant de personnes, les stocks des travailleurs et des inactifs étant eux-mêmes extrêmement importants. Pour ce qui est des chômeurs, quelque 43 %, en moyenne, ont changé leur statut d'activité chaque mois en 1980, soit qu'ils aient trouvé un emploi (*ue* = 23,97 %) soit qu'ils se soient retirés de la population active (*un* = 19,03 %).

Tableau 2-2

Stocks et flux du marché du travail, janvier-février 1981

En milliers

	Total	Statut d'activité en février 1981		
		Travailleur	Chômeur	Inactif
Statut d'activité en janvier 1981 :				
Travailleur	10 462	10 115	152	195
Chômeur	945	225	546	174
Inactif	6 758	238	215	6 305
Population d'âge actif en janvier	18 165	10 578	913	6 674
Accroissement net de janvier à février	27	5	15	8
Population d'âge actif en février	18 192	10 583	928	6 682

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données de Statistique Canada.

Tableau 2-3

Taux de transition entre les divers états d'activité, moyennes mensuelles, 1980

En pourcentage

	Statut d'activité pour le mois en cours			
	Travailleur	Chômeur	Inactif	Total
Statut d'activité au mois précédent :				
Travailleur	*ee*	*eu*	*en*	
Les deux sexes	95,88	1,55	2,57	100,0
Hommes	96,57	1,63	1,80	100,0
Femmes	94,85	1,42	3,73	100,0
Chômeur	*ue*	*uu*	*un*	
Les deux sexes	23,97	56,99	19,03	100,0
Hommes	25,37	59,80	14,83	100,0
Femmes	22,27	53,58	24,15	100,0
Inactif	*ne*	*nu*	*nn*	
Les deux sexes	3,79	2,93	93,28	100,0
Hommes	5,36	4,38	90,26	100,0
Femmes	3,13	2,32	94,55	100,0

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

On peut aussi définir une probabilité de transition composée, *pne*, pour déterminer la proportion des personnes qui, devenant (ou redevenant) actives, trouvent un emploi immédiatement ($pne = ne/(ne + nu)$). Nous reviendrons à ce concept un peu plus loin, mais soulignons pour l'instant qu'environ 56,4 % des personnes qui entrent ou reviennent sur le marché du travail passent directement à un emploi. Les autres 43,6 % commencent leur période d'activité en étant chômeurs.

La comparaison des taux de transition des hommes et des femmes met en relief un certain nombre de caractéristiques intéressantes.

- Le taux de sortie d'emploi (*eu* + *en*) est beaucoup plus faible chez les hommes que chez les femmes (3,4 % contre 5,2 %), principalement parce que ces dernières quittent la population active plus souvent que les hommes.

- Le même phénomène semble se répéter en situation de chômage, puisque la probabilité qu'une période de chômage se termine par un retrait d'activité est beaucoup plus forte pour les femmes que pour les hommes (24,2 % comparativement à 14,8 %).

- Le taux d'entrée dans la population active est plus élevé chez les hommes que chez les femmes

(9,7 % par opposition à 5,5 %), mais ces chiffres doivent être envisagés en tenant compte de la population de référence (c'est-à-dire le nombre de personnes inactives au mois initial), dans laquelle les femmes sont deux fois plus nombreuses que les hommes.

• La probabilité d'une entrée ou d'un retour réussi dans la population active est plus forte pour les femmes; cela est une première indication à l'effet que la disponibilité des emplois influence leur comportement sur le marché du travail.

Les données sur les stocks ne saisissent pas les mouvements incessants d'entrée en chômage et de sortie de cet état. Le taux de chômage en soi ne fournit aucun indice de l'étendue du chômage au sein de la population active. Pour l'année 1979, le taux de chômage moyen, établi à partir des données sur les stocks, était de 7,5 % (tableau 2-4). Cependant, l'Enquête sur l'activité annuelle (EAA) effectuée par Statistique Canada révèle que 21,5 % des personnes ayant participé à la population active au cours de cette année ont connu une période de chômage (tableau 2-4). Cette enquête est menée en même temps que l'Enquête sur la population active de décembre ou de janvier, mais elle exige des répondants qu'ils fassent part de leurs antécédents d'activité au cours de l'année précédente[2]. On constate qu'un homme sur cinq et qu'une femme sur quatre ayant participé à la population active ont connu une période de chômage. Ces données indiquent très clairement que le chômage touche une proportion beaucoup plus grande de la population active que ne l'indiquent les chiffres du taux de chômage publiés chaque mois.

Tableau 2-4

Chômage en 1979

En pourcentage

	Taux de chômeur officiel	Personnes en chômage à un moment donné au cours de l'année, en proportion du nombre de personnes actives à un moment donné durant l'année
Les deux sexes	7,5	21,5
Hommes	6,6	19,5
Femmes	8,8	24,0

SOURCE Statistique Canada, La population active, nº 71-001 au catalogue, décembre 1979, et Enquête sur l'activité annuelle, 1980, compilations spéciales.

Composantes du taux de chômage

Les pages précédentes avaient pour but d'illustrer la nécessité d'étudier le marché du travail dans une perspective dynamique. Dans cette perspective, nous voulons maintenant analyser la relation qui existe entre le taux de chômage et les divers flux d'activité. Cette question a été étudiée par Marston (1976), pour le cas des États-Unis, dans le cadre d'une situation d'équilibre. L'hypothèse d'une telle situation nécessite l'égalité des flux entrants et sortants pour chaque état d'activité. Ainsi, les entrées en chômage correspondent parfaitement aux sorties de cet état :

$$(eu)\,E + (nu)\,N = (ue + un)\,U \qquad (2.1)$$

et les flux d'entrée et de sortie de l'emploi sont aussi égaux entre eux :

$$(ue)\,U + (ne)\,N = (eu + en)\,E \qquad (2.2)$$

À partir de ces deux équations, on peut exprimer le taux de chômage en termes de flux. Après avoir éliminé N et introduit pne, tel que défini plus tôt – $pne = ne/(ne + nu)$ - on peut déduire la relation suivante entre E et U :

$$\alpha E = \beta U \qquad (2.3)$$

où

$$\alpha = eu + (1-pne)\,(en) \qquad (2.4)$$

$$\beta = ue + (pne)\,(un) \qquad (2.5)$$

À partir de l'équation 2.3, on peut alors reformuler le taux de chômage, u, de la façon suivante :

$$u = U/(U + E) = \alpha/(\alpha + \beta) \qquad (2.6)$$

qui exprime le taux de chômage en termes de flux d'activité.

Incidence, durée et taux de chômage

Il s'agit maintenant de relier ces flux aux deux aspects du taux de chômage que nous voulons mettre en relief, à savoir l'incidence et la durée du chômage. Un moment de réflexion nous fait voir que le bassin des chômeurs, à un moment donné, se compose de deux groupes : les personnes qui viennent d'entrer en chômage – ce qui nous donne le nombre d'entrées en chômage – et celles qui l'étaient déjà. Les entrées sont faciles à décrire en termes de flux : elles se composent de *eu* et *nu*. La durée du chômage dépend de la durée moyenne de la période de chômage à laquelle peut s'attendre une personne qui entre dans cette situation; cette durée est donc reliée aux sorties du chômage, soit *ue* et *un*. D'un

point de vue conceptuel, le nombre de personnes en chômage U peut donc être décomposé en deux éléments, les entrées en chômage, I_u et la durée moyenne du chômage, D_U :

$$U = I_u \cdot D_u \tag{2.7}$$

En divisant les deux membres de l'équation 2.7 par la population active, L, on obtient :

$$\frac{U}{L} = \frac{I_u}{L} \cdot D_u \tag{2.8}$$

où U/L correspond au concept bien connu du taux de chômage, u, et I_U/L, aux entrées en chômage, i_U, exprimées en proportion de la population active. L'équation 2.8 peut alors être reformulée ainsi :

$$u = i_u \cdot D_u \tag{2.9}$$

Cette formule peut intuitivement être expliquée par l'exemple suivant. Un taux de chômage de 5 % peut représenter des entrées en chômage correspondant à 1 % de la population active pour une durée moyenne de cinq mois [$i \cdot D$ = 1 % x 5 mois]. À un autre extrême, il peut signifier que 5 % de la population active entre en chômage chaque mois, mais n'y demeure, en moyenne, qu'un mois [$i \cdot D$ = 5 % x 1 mois]. Le taux de chômage est le même dans les deux cas, mais on peut voir, par cet exercice de décomposition, que les deux situations impliquent des conséquences manifestement différentes au niveau de l'élaboration des politiques.

Dans le contexte d'un équilibre en état stationnaire, la variable D_U elle-même peut être exprimée en termes de taux de transition vers une sortie du chômage (ue et un) et être formulée de la façon suivante :

$$D_u = 1/(ue + un) \tag{2.10}$$

où l'expression ($ue + un$) correspond simplement à ($1 - uu$), soit un moins le taux de conservation du statut de chômeur. L'équation 2.9 peut être réécrite ainsi :

$$u = [i_u/(ue + un)]$$

$$u = [i_u/(1 - uu)] \tag{2.11}$$

ce qui décrit le taux de chômage en fonction des entrées en chômage et la durée prévue du maintien de cette situation.

Les équations 2.6 et 2.11 sont utilisées pour estimer le taux de chômage et ses deux composantes pour l'année 1980 (tableau 2-5).

Tableau 2-5

Taux de chômage et ses composantes, moyennes mensuelles, 1980

	Taux de chômage		Incidence du chômage	Durée du chômage
	Réel	Estimé		
	En pourcentage			En mois
Les deux sexes	7,5	7,2	3,07	2,33
Hommes	6,9	6,8	2,73	2,49
Femmes	8,4	7,7	3,57	2,15

SOURCE Statistique Canada, La population active, n° 71-001 au catalogue, décembre 1980, et estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

On retrouve deux taux de chômage dans ce tableau, l'un estimé à partir de l'équation 2.6 et l'autre (taux réel) publié par Statistique Canada sur la base des stocks. Bien que les deux taux soient proches, ils ne sont pas identiques. Cela s'explique par l'hypothèse simplificatrice de l'état stationnaire utilisée pour dériver l'équation 2.6. Il est peu probable, en pratique, que la condition d'égalité entre les entrées et les sorties soit satisfaite pour chacun des états d'activité sur le marché du travail. À elle seule, la croissance de la population d'âge actif rend cette hypothèse peu probable. De plus, les tendances à long terme des taux d'activité et l'incidence du cycle des affaires perturbent sans cesse l'état stationnaire du marché du travail. Il n'est donc pas étonnant que les taux de chômage estimés au tableau 2-5 diffèrent des taux publiés et que l'écart observé pour les femmes soit supérieur à l'écart relevé pour les hommes. Le recours à l'hypothèse de l'état stationnaire vise principalement à simplifier l'analyse. Il serait extrêmement compliqué de formuler une équation qui tiendrait compte des conditions qui ont cours sur un marché du travail non stationnaire[3].

Malgré son caractère approximatif, il convient de souligner que l'hypothèse de l'état stationnaire satisfait bien aux objectifs pour lesquels on y a recours : elle permet de mieux clarifier la relation qui existe entre le taux de chômage et ses deux composantes. Dans le tableau 2-5, on peut voir que même si ces composantes jouent un rôle important dans la détermination du taux de chômage, l'incidence (en proportion de la population active) représente le facteur dominant. En 1980, 3,07 % des personnes actives sont entrées en chômage chaque mois et, une fois dans cette situation, elles y sont demeurées pour une période de deux mois et dix jours. Diverses conclusions se dégagent de ce tableau. Premièrement, si l'on compare les première et troisième colonnes, on constate que plus les taux de chômage

sont élevés, plus l'incidence du chômage est forte. En deuxième lieu, le groupe qui connaît le taux de chômage le plus élevé demeure généralement en chômage moins longtemps. Ces deux observations conjuguées semblent indiquer qu'un taux de chômage élevé chez un groupe donné s'expliquerait davantage par une plus grande probabilité de connaître une période de chômage, que par la durée de cette période, une fois amorcée. Enfin, la durée moyenne du chômage en soi est plutôt brève. Bien que les données du tableau 2-5 aient trait à l'année 1980, nos observations valent aussi pour d'autres années étudiées (1976-1979).

C'est ce genre de données qui a mené un groupe influent d'économistes du travail à souligner l'importance du phénomène de rotation sur le marché du travail et à atténuer l'importance de la durée dans la détermination du taux de chômage. Ces économistes considèrent que les taux de chômage plus élevés d'un groupe démographique donné s'expliquent principalement par la tendance de ce groupe à entrer plus fréquemment en chômage. Cette hypothèse est appuyée par les données présentées au sujet de certains groupes démographiques au chapitre 7. Le fait que les groupes qui connaissent les taux de chômage les plus élevés soient sans emploi pendant des périodes plus courtes semble indiquer que les taux de chômage élevés ne représentent peut-être pas un très bon indice du fardeau du chômage. Comme nous le verrons plus loin, cependant, cette interprétation doit être nuancée.

Probabilités de transition et écarts dans les taux de chômage

Comme nous l'avons vu dans l'équation 2.6, le taux de chômage peut être décomposé en fonction des divers flux sur le marché du travail. Chacun des flux représentés au tableau 2-3 est retenu dans l'établissement du taux de chômage. On peut analyser leur contribution relative en comparant les taux de chômage des hommes et des femmes. La contribution de chacun des flux à l'écart total peut être dégagée de l'équation 2.6; elle peut alors être établie à partir de la formule suivante :

$$\Delta u = \sum_i \frac{\partial u}{\partial p_i} \Delta p_i \qquad (2.12)$$

où

p_i = un des cinq taux de transition qui servent à définir le taux de chômage en termes de flux,

$\partial u/\partial p_i$ = la dérivée partielle du taux de chômage par rapport au taux de transition p_i, et

Δu = la différence totale entre les taux de chômage à l'étude.

Les estimations fondées sur l'équation 2.12 sont présentées au tableau 2-6 pour l'année 1980.

Tableau 2-6

Contribution des flux d'activité à l'écart entre le taux de chômage des femmes et celui des hommes, 1980

En points de pourcentage

	Flux d'activité					Écart total
	eu	*en*	*ue*	*un*	*pne*	
Écart entre le taux de chômage des femmes et celui des hommes	-0,52	2,09	0,60	-1,02	-0,25	0,90

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada

En 1980, le taux de chômage des femmes était supérieur de 0,90 point de pourcentage à celui des hommes, retenu comme point de référence. Les flux *en* et *ue* avaient tendance à élever le taux de chômage des femmes par rapport à celui des hommes, alors que les autres flux contribuaient à le faire baisser. Le principal facteur qui contribuait à l'écart observé était le flux emploi-activité (2,09 points de pourcentage), l'autre facteur étant le flux chômage-emploi (0,60 point de pourcentage). Ainsi, les cessations d'emploi, qui aboutissent souvent à des retraits d'activité, seraient la cause majeure du chômage élevé chez les femmes. L'incidence des autres flux combinés serait plutôt secondaire. Il convient cependant de souligner que le taux de succès à trouver un emploi au moment de l'entrée (ou du retour) dans la population active contribue à abaisser le taux de chômage des femmes. En d'autres termes, lorsque celles-ci sont sorties de la population active, leurs chances de trouver un emploi semblent un peu meilleures que celles des hommes, et non pires. Cependant, une fois en chômage, elles ont plus de difficulté à trouver un emploi et ont tendance à se retirer de la population active en nombre relativement plus élevé. En conséquence, les retraits d'activité après une période de chômage diminuent le taux de chômage des femmes par rapport à celui des hommes (par 1,02 point de pourcentage).

Le concept de la durée moyenne du chômage

Dans la section précédente, nous avons souligné que la durée moyenne des périodes de chômage dans l'économie canadienne est plutôt brève. Pour

les tenants de la thèse du « nouveau chômage », ce phénomène signifierait qu'il est facile de trouver un emploi. Pour évaluer cette interprétation, nous allons nous demander, dans la présente section, quelle est la méthode la plus appropriée pour mesurer la durée moyenne du chômage. Une deuxième question, beaucoup plus vaste, a trait à la validité des mesures de cette durée comme indicateurs de la facilité ou de la difficulté de trouver un emploi. Cette question sera traitée dans les chapitres suivants.

Le concept apparemment simple de la durée moyenne du chômage ouvre la voie à plusieurs interprétations et les estimations empiriques qui en résultent peuvent parfois être très différentes. En référence aux concepts retenus dans le recensement de la population, nous pouvons distinguer trois concepts de durée. Premièrement, le concept de « l'espérance de vie à la naissance »; dans le cas qui nous occupe, il s'agirait de la durée prévue des périodes de chômage au moment où elles débutent. En suivant l'exemple de Akerlof et Main (1981), nous dénotons ce concept par S_{TW}, et nous y reviendrons plus loin. Le deuxième a trait à « l'âge moyen de la population actuellement vivante »; dans notre cas, cela peut correspondre à la durée moyenne des périodes de chômage en cours, désignée par T. Enfin, mentionnons « l'espérance de vie prévue des personnes actuellement vivantes »; dans le cas présent, la contre-partie de ce concept serait la durée éventuelle des périodes de chômage actuellement en cours. Ce concept est désigné par S_{EW}.

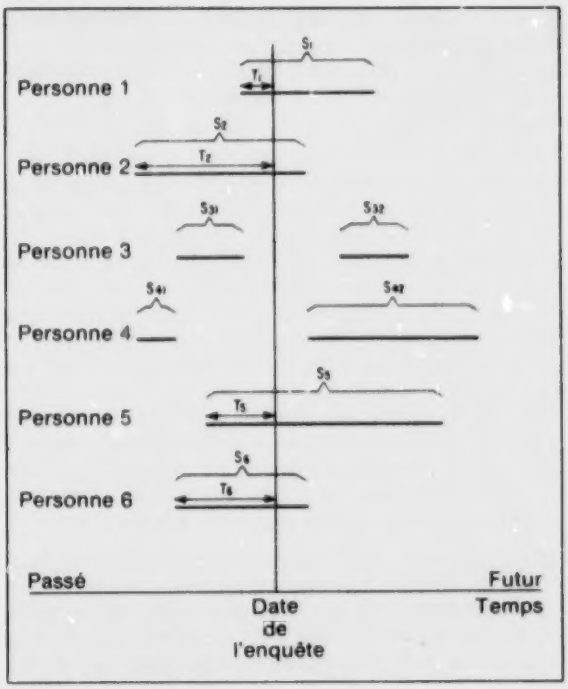
Depuis les travaux précurseurs de Kaitz (1970), les économistes ont distingué la mesure des périodes « en cours » de celle des périodes « complètes » de chômage. Les relations entre ces deux concepts ont par la suite été analysées par Salant (1977) et peuvent être expliquées à l'aide du graphique 2-1. Considérons une enquête entreprise au moment t_0, moment auquel les personnes 1, 2, 5 et 6 sont en chômage; la partie déjà observée de leurs périodes de chômage correspond à T_1, T_2, T_5 et T_6. L'enquête interrompt ces périodes et la durée moyenne du chômage, fondée sur ces périodes interrompues, serait la suivante :

$$T = (T_1 + T_2 + T_5 + T_6) / 4$$

Les estimations présentées chaque mois par Statistique Canada s'apparentent à ce type de mesure du chômage en cours (ou interrompu). Cet organisme recueille de l'information sur toutes les périodes de chômage actuellement en cours. À l'aide de cette information portant jusqu'à la date de l'enquête, il établit une mesure de la durée moyenne du chômage. La faiblesse évidente de cette mesure est que les périodes de chômage prises en compte sont incomplètes. Il s'ensuit que cette mesure souffre d'un « biais d'interruption ». Elle souffre aussi d'un « biais de durée », qui agit en sens inverse, et qui s'explique par le fait que les périodes de chômage plus longues ont une plus grande probabilité d'être saisies dans une enquête que les périodes plus courtes.

Graphique 2-1

Périodes de chômage complètes et en cours



SOURCE Adapté de Akerlof et Main (1981)

Le deuxième type de mesure de la durée du chômage est fondé sur des périodes complètes et, de ce fait, permet à chaque période de se poursuivre jusqu'à ce qu'elle se termine, qu'elle se solde par une entrée en emploi ou par une sortie d'activité. En relation avec le graphique 2-1, la durée moyenne du chômage, calculée sur des périodes complètes, est donnée par l'équation suivante :

$$S_{EW} = (S_1 + S_2 + S_5 + S_6) / 4$$

où S_{EW} désigne des périodes de chômage « pondérées en fonction de l'expérience » (périodes complètes).

Le troisième concept a trait à la mesure de la durée *attendue* du chômage au moment où débute une période. Toujours en relation avec le graphique 2-1, cette mesure se définit par :

$$S_{TW} = (S_1 + S_2 + S_{31} + S_{32} + S_{41} + S_{42} + S_5 + S_6) / 8$$

où S_{TW} désigne des périodes (complètes) « pondérées en fonction de la cessation » et tient compte de la durée moyenne de toutes les périodes de chômage, ces périodes n'étant pas définies comme celles qui sont en cours à un moment donné, mais plutôt comme l'ensemble des périodes qui se terminent au cours d'un laps de temps donné.

Étudions maintenant la relation entre ces trois mesures. La mesure pondérée en fonction de la cessation du chômage est plus courte que celle qui est pondérée en fonction de l'expérience, puisque S_{TW} donne une pondération identique à toutes les périodes de chômage, alors que S_{EW} utilise la pondération établie à partir de l'expérience réelle. L'application de la formule S_{EW} renfermerait certains biais liés à la durée si les enquêtes sur lesquelles sont fondées les données ne réussissaient pas à saisir des périodes de durées diverses. Par exemple, du point de vue de l'EPA, les courtes périodes de chômage qui se produisent entre deux enquêtes mensuelles ne peuvent être saisies. L'application de la méthodologie S_{EW} aux données de l'EPA peut donc, dans une certaine mesure, souffrir d'un biais à la hausse

Du point de vue démographique, l'espérance de vie à la naissance – S_{TW} dans notre cas – est considérablement différente de l'espérance de vie moyenne d'une population donnée – S_{EW} pour nos fins. Pour ce qui a trait à la relation empirique entre S_{EW} et S_{TW}, Akerlof et Main (1981) affirment que, de 1948 à 1978, le ratio entre les deux statistiques a fluctué entre trois et cinq pour l'économie américaine. Cette mesure de S_{EW} a une relation particulière avec la moyenne fondée sur les périodes de chômage en cours, T. Salant (1977) a montré que, dans des conditions d'état stationnaire, $S_{EW} = 2T$. Une fois mesurée, la variable S_{TW} pourrait, en principe, être identique, plus courte ou plus longue que T, qui souffre aussi d'un biais de durée. À l'aide de données américaines couvrant la période 1948-1969, Kaitz (1970) a estimé que la durée moyenne d'une période complète pondérée en fonction de la cessation, S_{TW}, se situait entre 40 et 62 % de la durée moyenne des périodes en cours, T.

Toutes ces opinions semblent indiquer qu'il nous faut faire preuve de beaucoup de prudence au moment de choisir et d'interpréter les données sur la durée moyenne du chômage. La mesure fondée sur les périodes en cours, T, – celle qui bénéficie de plus de publicité – souffre, comme nous l'avons mentionné plus haut, de deux types de biais, soit celui de l'interruption et celui de la durée. La mesure S_{EW} souffre pour sa part d'un biais de durée. La mesure la plus appropriée en est une qui est fondée sur les durées complètes et qui évite ces biais. À certaines fins, il est utile de connaître la durée prévue des périodes de chômage à leur début, le concept de S_{TW}; pour d'autres fins, il faut disposer de données sur la durée des périodes de chômage en cours, le concept de S_{EW}. Les données déjà fournies dans le présent chapitre se rapprochent du concept S_{TW}, puisqu'elles sont fondées sur la formule $(1/1-uu)$, qui est censée tenir compte de toutes les périodes de chômage. Au tableau 2-7, cette mesure est comparée à d'autres mesures. La mesure S_{EW} est obtenue en doublant T, sous l'hypothèse d'un état stationnaire. Les deux mesures, $(1/1-uu)$ et S_{EW}, souffrent du fait que bon nombre de périodes de chômage de courte durée ne sont pas saisies dans l'EPA.

Tableau 2-7

Mesures de la durée moyenne du chômage, 1976-1980

En mois

	Périodes en cours* T	Périodes complètes† $\frac{1}{1-uu}$	$S_{EW} = 2T$
1976	3,21	2,19	6,42
1977	3,35	2,35	6,70
1978	3,58	2,41	7,16
1979	3,44	2,27	6,88
1980			
Les deux sexes	3,42	2,33	6,84
Hommes	3,49	2,49	6,97
Femmes	3,33	2,15	6,65

*Les données hebdomadaires sont converties en estimations mensuelles sur la base de 4,33 semaines par mois.
†Dans l'hypothèse d'un état stationnaire.
SOURCE Statistique Canada, La population active, nº 71-001 au catalogue, et estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Conclusion

Dans le présent chapitre, nous avons analysé le marché du travail en nous servant de l'approche dynamique, sous l'hypothèse d'un état stationnaire. Le concept traditionnel du taux de chômage est ainsi mis en relation avec cette vision dynamique, et décomposé en termes d'incidence et de durée du

chômage. Nous constatons que l'incidence est le principal déterminant des niveaux relatifs des taux de chômage; les variations de la durée du chômage, qui vont en sens inverse, ne compensent pas les différences liées à l'incidence. Le rôle des divers flux dans la détermination des taux de chômage des hommes et des femmes est également étudié. Cette analyse met surtout en relief le comportement différent des hommes et des femmes en ce qui concerne les entrées dans la population active et les sorties de ce groupe pour expliquer les écarts observés dans les taux de chômage selon le sexe.

Le concept de stock utilisé pour déterminer le taux de chômage masque le fait que le chômage touche une forte proportion des personnes qui participent au marché du travail. Nombre de ces épisodes de chômage sont de très courte durée et, par conséquent, la durée moyenne du chômage est également brève. Le concept de la durée moyenne du chômage peut être mesuré et interprété de diverses façons. Les estimations publiées de la durée du chômage affichent diverses faiblesses qui, de façon générale, conduisent à une surévaluation de la durée moyenne. La durée moyenne des périodes complètes est plutôt brève, par rapport à la durée attendue au début de la période de chômage. Par contre, la durée (complète) attendue des périodes en cours à un moment donné est plutôt longue. Les deux concepts mesurent des choses assez différentes et ont des dimensions tout aussi différentes sur le plan des politiques. De façon générale, il est plutôt risqué de faire des généralisations au sujet des expériences de chômage à partir de la durée moyenne du chômage sans avoir d'abord clarifié le concept utilisé. Il semble donc utile d'étudier d'autres aspects de la distribution des durées des périodes de chômage, ce que nous faisons dans le chapitre qui suit.

3 Concentration du chômage

Dans le présent chapitre, nous approfondissons l'analyse amorcée au chapitre précédent en exposant une méthode d'estimation de la durée moyenne des périodes complètes de chômage qui n'est pas directement assujettie à l'hypothèse d'un état stationnaire. Les estimations qui en résultent ne s'écartent cependant pas significativement de celles qui ont été présentées antérieurement. La prise en compte d'autres limites relatives aux données renforce la conclusion selon laquelle la durée moyenne des périodes complètes de chômage au Canada serait brève. L'objectif principal du présent chapitre consiste donc à étudier jusqu'à quel point la durée moyenne peut servir à caractériser le chômage et à en mesurer le fardeau réel.

En fait, nous étudions deux hypothèses dans le présent chapitre :

- quelle que soit la durée de la période moyenne de chômage, une bonne part du chômage subi dans l'économie canadienne n'est pas un chômage de mobilité et de courte durée;
- les longues périodes de chômage gonflent de façon disproportionnée le volume du chômage total, phénomène que nous ne pouvons expliquer à partir des chances aléatoires de trouver un emploi. En d'autres termes, le taux de sortie du chômage diminue progressivement, au fur et à mesure que la durée du chômage augmente.

Des données empiriques à l'appui de ces deux hypothèses pourraient avoir des conséquences importantes pour les politiques publiques relatives au chômage : dans un tel cas, ces politiques devraient être axées sur le chômage de longue durée, et non pas sur le chômage de courte durée attribuable à la mobilité des travailleurs.

Voici comment se subdivise le chapitre. Nous exposons d'abord la méthode permettant d'estimer la durée moyenne des périodes complètes de chômage sans avoir recours à l'hypothèse de l'état stationnaire. Les concepts de distribution des périodes de chômage et de chômage total imputable à des périodes de chômage de durées diverses sont aussi discutés. Ces approches servent ensuite à dériver des estimations empiriques. Enfin, nous analysons les déterminants de la baisse de la probabilité de sortie du chômage.

Méthodologie

Pour élaborer d'autres estimations de la durée moyenne des périodes complètes de chômage, sans se fonder directement sur l'hypothèse de l'état stationnaire, nous recourons aux « fonctions de risque », à la manière de Clark et Summers (1979). De telles fonctions relient la probabilité de sortie d'un état d'activité donné à la durée de la période pendant laquelle une personne est demeurée dans cet état. Dans la présente analyse, nous établissons des fonctions distinctes pour les transitions du chômage vers l'emploi et vers une sortie de la population active. Les probabilités de transition sont établies en divisant les flux par les stocks correspondants de chômage (tableau 3-1).

Tableau 3-1

Probabilités de transition pour les personnes en chômage, 1980

En pourcentage

	Prise d'emploi *ue*	Maintien en chômage *uu*	Sortie de la population active *un*
Durée du chômage			
1 à 4 semaines	30,73	47,65	21,61
5 à 8 semaines	23,45	56,78	19,77
9 à 13 semaines	19,71	62,54	17,75
14 à 26 semaines	16,80	66,79	16,42
27 semaines et plus	11,95	69,77	18,28
Moyenne	23,97	56,99	19,03

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Les fonctions de risque sont obtenues en utilisant les techniques de la régression pour tracer une courbe lisse qui passe par le point milieu de chaque période (ou la médiane pondérée de la dernière période ouverte). Après avoir expérimenté diverses formes fonctionnelles, nous avons choisi la fonction logarithmique double pour ajuster la courbe de la probabilité de sortir du chômage en se trouvant un emploi, *ue*. Pour ce qui a trait à la probabilité de se retirer de la population active à la suite d'une période

de chômage, *un*, elle commence par diminuer, puis, après avoir atteint un point minimal, elle augmente. Nous avons donc retenu la forme fonctionnelle de Hoerl comme la meilleure approximation possible de cette fonction de risque. Les deux équations utilisées sont donc les suivantes :

$$\ln ue = \alpha_1 + \beta_1 \ln t + u_1 \qquad (3.1)$$

$$\ln un = \alpha_2 + \beta_2 \ln t + \gamma_2 t + u_2 \qquad (3.2)$$

où

t = la période de temps,
α, β et γ = les coefficients à estimer, et
u_1 et u_2 = les termes d'erreur.

Le tableau 3-2 donne des exemples de fonctions de risque estimées. Malgré le nombre limité d'observations, les estimations sont statistiquement significatives.

Tableau 3-2

Fonctions de risque associées aux probabilités de transition pour les personnes en chômage, 1980†

Les deux sexes			
$\ln ue$ = -0,8339	-0,3386 $\ln t$		$\bar{R}^2$ = 0,9713
(0,073)*	(0,029)*		F = 136,45
$\ln un$ = -1,3508	-0,1985 $\ln t$ + 0,0087 t		$\bar{R}^2$ = 0,8284
(0,075)*	(0,049)***	(0,003)	F = 10.65
Hommes			
$\ln ue$ = -0,7503	-0,3402 $\ln t$		$\bar{R}^2$ = 0,9149
(0,130)**	(0,051)*		F = 44,04
$\ln un$ = -1,6937	-0,1392 $\ln t$ + 0,0065 t		$\bar{R}^2$ = 0,7768
(0,058)*	(0,038)***	(0,002)	F = 7.96
Femmes			
$\ln ue$ = -0,9374	-0,3433 $\ln t$		$\bar{R}^2$ = 0,9896
(0,044)*	(0,018)*		F = 383,39
$\ln un$ = -1,0726	-0,2214 $\ln t$ + 0,0094 t		$\bar{R}^2$ = 0,8122
(0,091)*	(0,060)***	(0,004)	F = 9,54

*Significatif à 1 %.
**Significatif à 5 %.
***Significatif à 10 %.
† L'écart type est indiqué entre parenthèses.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Les fonctions de risque estimées sont ensuite utilisées pour engendrer des probabilités de transition mensuelles à partir desquelles est établie la distribution des périodes complètes de chômage. Ces périodes sont de deux types : celles qui se terminent par l'obtention d'un emploi et celles qui se soldent par une sortie de la population active. La proportion de périodes se terminant par une sortie d'activité après t mois est donnée par l'équation suivante :

$$h_{un}(t) = \prod_{j=1}^{t-1} (1 - un^j - ue^j)\, un^t \qquad (3.3)$$

où un^j et ue^j représentent les probabilités, au $j^{ième}$ mois de chômage, de sortir de cet état en se retirant de la population active, d'une part, ou en trouvant un emploi, d'autre part. De même, on peut obtenir une distribution $h_{ue}(t)$ représentant la proportion de périodes de chômage se terminant par l'obtention d'un emploi.

À partir des distributions estimées des périodes de chômage, on peut estimer la durée moyenne d'une période complète. Cette mesure, soit D_u, peut être calculée de la façon suivante :

$$D_u = \frac{\sum_{t=1}^{\infty} (h_{un}(t) + h_{ue}(t))\, t}{\sum_{t=1}^{\infty} (h_{un}(t) + h_{ue}(t))} \qquad (3.4)$$

où le terme ∞ est remplacé, aux fins de l'estimation, par la valeur de t = 24. Soulignons que l'hypothèse d'un état stationnaire n'est pas invoquée, puisque tous les termes de l'équation 3.4 sont fondés sur des données réelles observées.

Il convient maintenant d'introduire un nouveau concept, la fraction du chômage total imputable à des périodes de chômage de durées différentes, puisque ce concept sera beaucoup utilisé par la suite. Voyons d'abord un exemple. Supposons que, chaque semaine, débutent 20 périodes de chômage d'une semaine, de même qu'une autre période qui, elle, dure 20 semaines. Dans un tel cas, 40 semaines de chômage sont générées par 21 périodes, ce qui donne une durée moyenne, pour des périodes complètes, d'environ 1,9 semaine. Cependant, la moitié du chômage total est imputable à une seule période de chômage de 20 semaines. Pour obtenir la fraction du chômage imputable à des périodes de durées diverses, il nous faut d'abord estimer la proportion des périodes qui durent plus que t périodes. Pour ce qui a trait aux périodes dont l'issue est un retrait de la population active, la proportion de périodes de chômage durant t périodes, $H_{un}(t)$ peut être calculée de la façon suivante :

$$H_{un}(t) = \sum_{j=t+1}^{\infty} h_{un}(j) \qquad (3.5)$$

On peut établir une expression analogue, soit $H_{ue}(t)$, de façon symétrique. La proportion du chômage total imputable à chacune des durées possibles peut être calculée à partir de la fonction de densité de H_{un} et de H_{ue}. La proportion du chômage imputable, par exemple, aux personnes qui sortent de la population active, π_{un}, est calculée de la façon suivante :

$$\pi_{un} = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} H_{un}(j)}{\sum_{j=0}^{\infty} H_{un}(j) + \sum_{j=0}^{\infty} H_{ue}(j)} \qquad (3.6)$$

et on peut établir une équation analogue pour π_{ue}. Enfin, la proportion du chômage imputable à des périodes dépassant k mois, lorsqu'elles sont terminées, peut être calculée de la façon suivante :

$$\pi^k = \frac{\sum_{j=k}^{\infty} (H_{un}(j) + H_{ue}(j)) + (k)(H_{un}(k) + H_{ue}(k))}{\sum_{j=0}^{\infty} H_{un}(j) + \sum_{j=0}^{\infty} H_{ue}(j)} \qquad (3.7)$$

Périodes complètes de chômage

Durée moyenne

La durée moyenne des périodes complètes est présentée au tableau 3-3. Les estimations obtenues à partir de la fonction de risque sont comparées aux estimations décrites dans le chapitre précédent. Les estimations obtenues avec la fonction de risque sont inférieures dans tous les cas étudiés, bien que les différences soient généralement marginales, habituellement de l'ordre d'un dixième de mois. Il semblerait donc que les taux de sortie soient décroissants, comme dans le cas de la fonction de risque, et non constants, comme le posait l'hypothèse d'un taux de sortie constant, implicite dans la formule utilisée au chapitre précédent. L'abandon de cette hypothèse donne des estimations encore plus faibles pour la durée moyenne des périodes complètes de chômage. Dans l'ensemble, ces périodes sont effectivement brèves au Canada; au cours de la période 1976-1980, elles se situaient entre deux mois et deux mois et demi (tableau 3-3). On observait aussi que les femmes connaissaient des périodes de chômage généralement inférieures d'une semaine à celles des hommes.

Les chiffres sur la durée moyenne du chômage seraient encore plus faibles si l'on tenait compte de l'une des caractéristiques propres à l'EPA, sur laquelle sont fondées nos estimations. Il est bien connu que l'EPA est menée une fois par mois. Les périodes brèves de chômage qui débutent et se terminent entre deux enquêtes ne peuvent donc être saisies et, par conséquent, il existe inévitablement un biais à la hausse imputable à la source de données elle-même.

Considérons maintenant la question des sorties d'activité (tableau 3-4). Comme nous l'avons déjà souligné, une période de chômage peut se terminer soit parce qu'une personne trouve un emploi, soit parce qu'elle se retire de la population active. La brièveté des périodes complètes, telle qu'indiquée ci-dessus, laisse à entendre qu'un certain nombre de personnes en chômage se trouveraient un emploi très rapidement. En réalité, toutefois, quelque 44 % de toutes les périodes de chômage se terminent par un retrait d'activité. Pour les femmes, ce pourcentage est de 52 %. Il faut donc étudier plus attentivement

Tableau 3-3

Durée moyenne des périodes complètes de chômage , 1976-1980

En mois

	Taux de sortie constant	Estimation de la fonction de risque	Hypothèse du «chercheur inlassable»*
1976			
Les deux sexes	2,19	2,06	4,22
Hommes	2,30	2,17	3,82
Femmes	2,06	1,94	4,81
1977			
Les deux sexes	2,35	2,27	4,58
Hommes	2,43	2,38	4,13
Femmes	2,25	2,15	5,18
1978			
Les deux sexes	2,41	2,31	4,63
Hommes	2,52	2,45	4,21
Femmes	2,30	2,16	5,19
1979			
Les deux sexes	2,27	2,16	4,39
Hommes	2,40	2,31	4,03
Femmes	2,14	2,01	4,88
1980			
Les deux sexes	2,33	2,21	4,48
Hommes	2,49	2,38	4,14
Femmes	2,15	2,04	4,94

*Se référer au texte pour une définition de ce terme.

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Tableau 3-4

Proportion des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, 1980

En pourcentage

	Durée des périodes complètes					
	1 mois ou moins	1 à 2 mois	2 à 3 mois	3 à 6 mois	Plus de 6 mois	Moyenne
Les deux sexes	41,4	45,7	47,4	49,4	60,5	44,3
Hommes	32,9	37,7	39,9	40,8	54,5	36,9
Femmes	49,8	54,2	56,4	60,3	66,4	52,0

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

les motifs qui expliquent ces retraits, question à laquelle nous reviendrons au chapitre 4. Pour le moment, il convient de souligner que la proportion de périodes de chômage se terminant par une sortie de la population active varie en fonction de la durée de la période de chômage elle-même : plus de 60 % des périodes de chômage de plus de six mois se terminent par une sortie d'activité, alors que cela ne se produit que pour 41 % des périodes de chômage d'un mois. En soi, cela indique clairement que les périodes de chômage qui se terminent par une sortie de la population active sont, en moyenne, plus longues que celles qui se terminent par une prise d'emploi. Ce phénomène d'un accroissement de la proportion des sorties au fur et à mesure que s'allonge la période de chômage est observé aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Il est aussi intéressant de constater que la proportion moyenne de ces retraits d'activité est demeurée stable au cours de la période 1976-1980.

Pour comprendre dans quelle mesure les retraits d'activité ont une incidence sur la durée du chômage, il est utile de comparer ces résultats avec ceux que l'on obtient lorsqu'on considère qu'une personne en chômage n'a pas d'autre choix que de continuer à chercher un emploi jusqu'à ce qu'elle en trouve un. Pour un tel « chercheur inlassable », la probabilité d'un retrait d'activité est donc nulle (*un* = 0) et la probabilité de trouver un emploi, *ue*, est la seule mesure qui importe. Sous cette hypothèse, la durée moyenne du chômage augmenterait substantiellement, à environ quatre mois et demi pour la plupart des années observées (tableau 3-3). Ce phénomène serait encore plus prononcé chez les femmes. Comme elles sont relativement plus nombreuses à se retirer de la population active, celles qu'on peut qualifier de chercheuses inlassables prennent un mois de plus que les hommes à se trouver un emploi, même si, lorsqu'on tient compte de la possibilité d'un retrait d'activité, la durée du chômage chez les femmes est plus courte. Ces différences importantes dans les durées moyennes du chômage, tant chez les demandeurs d'emploi en général que chez les chercheurs inlassables, nous font voir la nécessité de comprendre davantage le phénomène des retraits d'activité.

L'hypothèse qui sous-tend le concept de « chercheur inlassable » est de toute évidence extrême. Plusieurs facteurs tendent à démontrer que les retraits d'activité ne sont pas uniquement le fait du découragement face à la médiocrité des perspectives d'emploi. Dans le cas des adolescents, par exemple, ils résultent souvent d'une reprise normale des études. Par ailleurs, il se peut qu'une forte proportion de femmes se retirent de la population active pour des raisons familiales. De tels comportements, une fois reconnus, limitent la portée du concept du demandeur d'emploi inlassable, qui ne peut être utilisé qu'à titre indicatif.

Distribution

Étudions maintenant la distribution des périodes complètes de chômage selon leur durée, telle qu'elle figure au tableau 3-5. La première colonne montre clairement qu'une forte proportion des périodes de chômage sont très brèves : en 1980, environ 55 % des périodes de chômage se sont terminées en moins d'un mois. Pour les autres années, le pourcentage est généralement supérieur à 52 %. La proportion de femmes qui cessent d'être en chômage en moins d'un mois est supérieure à celle des hommes. Il semblerait donc, à première vue, que la plupart des personnes en chômage sont capables de trouver un emploi très rapidement. Le fait qu'à peine 6 % des périodes de chômage durent plus de six mois appuie cette hypothèse. Cette interprétation doit cependant faire l'objet d'une mise en garde : comme nous l'avons souligné, nombre des personnes en chômage quittent cet état non pas parce qu'elles ont décroché un emploi, mais parce qu'elles se sont retirées de la population active.

Tableau 3-5

Caractéristiques des périodes complètes de chômage, 1976-1980

En pourcentage

	Proportions des périodes :			Proportion du chômage attribuable à des périodes :			Proportion du chômage attribuable à des périodes se terminant par une prise d'emploi :		
	Se terminant en moins d'un mois	Dépassant 3 mois	Dépassant 6 mois	Se terminant en moins d'un moins	Dépassant 3 mois	Dépassant 6 mois	En moins d'un mois	En moins de 3 mois	En moins de 6 mois
1976									
Les deux sexes	57,15	14,41	3,64	27,76	39,97	15,47	16,26	33,86	45,93
Hommes	54,03	16,02	4,26	24,85	42,90	17,51	16,85	36,76	51,04
Femmes	60,20	12,69	2,96	31,02	36,45	12,99	15,10	30,01	39,59
1977									
Les deux sexes	53,25	17,47	5,16	23,47	46,26	20,69	13,61	29,96	42,60
Hommes	50,39	18,95	5,70	21,22	48,42	22,13	13,94	32,69	47,90
Femmes	56,50	15,77	4,51	26,31	43,50	18,83	13,04	26,50	36,13
1978									
Les deux sexes	52,41	17,99	5,42	22,69	47,25	21,63	13,12	29,36	42,15
Hommes	49,05	19,91	6,17	20,05	50,06	23,56	13,38	31,82	47,10
Femmes	56,26	15,84	4,58	26,05	43,73	19,21	12,77	26,32	36,17
1979									
Les deux sexes	55,72	15,77	4,49	25,77	43,40	18,88	15,04	31,79	44,05
Hommes	51,95	18,02	5,36	22,45	47,09	21,33	15,18	34,03	48,68
Femmes	59,55	13,52	3,62	29,61	39,19	16,11	14,66	29,01	38,69
1980									
Les deux sexes	55,28	16,39	4,91	25,01	45,00	20,55	14,86	30,96	42,83
Hommes	52,32	18,69	6,10	22,00	49,37	24,34	15,00	32,57	46,55
Femmes	58,63	13,90	3,72	28,77	39,81	16,39	14,48	28,62	38,04

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données de Statistique Canada.

Une autre mise en garde s'impose. Au milieu du tableau 3-5, on voit que les 55 % de périodes qui se sont terminées en moins d'un mois en 1980 ne représentent que 25 % du chômage total, alors que les périodes de plus de trois mois en représentent 45 %. Enfin, les 4,9 % de périodes de plus de six mois ne représentent pas moins de 20,5 % de l'ensemble du chômage. Ces chiffres permettent de voir qu'environ 45 % de toutes les personnes qui étaient en chômage en 1980 sont demeurées dans cet état trois mois ou plus[1]. La concentration du chômage de longue durée est encore plus prononcée chez les hommes. Le chômage de longue durée, défini comme des périodes de chômage de plus de six mois, représente 24 % du chômage, alors que les périodes brèves, soit d'un mois ou moins, en représentent moins de 22 %. Selon l'hypothèse d'un flux constant d'entrée en chômage, il semblerait que près d'un quart des hommes en chômage le demeurent pendant six mois ou plus avant de changer de situation.

Les trois dernières colonnes du tableau 3-5 révèlent un autre aspect de ce même phénomène. Les données ne permettent pas d'appuyer l'hypothèse selon laquelle l'accès aux emplois serait relativement facile. Si l'on considère le chômage total, pour l'ensemble de la population, moins d'un tiers de ce chômage est imputable à des périodes qui se terminent par l'obtention d'un emploi en moins de trois mois. Il est donc évident que le chômage ne saurait être décrit comme une brève période de transition entre deux emplois.

La concentration observée du chômage dans de longues périodes pourrait-elle être due simplement au fait que la queue de toute distribution de probabilité s'accapare l'essentiel de la pondération associée à l'ensemble de la distribution ? Comme on peut s'y

Tableau 3-6

Chômage de longue durée observé et estimé selon le modèle de Markov, 1976-1980

En pourcentage

	Proportion des périodes dépassant 6 mois		Proportion du chômage attribuable à des périodes dépassant 6 mois	
	Données observées	Modèle de Markov	Données observées	Modèle de Markov
1976				
Les deux sexes	3,64	2,56	15,47	9,56
Hommes	4,26	3,27	17,51	11,78
Femmes	2,96	1,85	12,99	7,26
1977				
Les deux sexes	5,16	3,60	20,69	12,77
Hommes	5,70	4,19	22,13	14,49
Femmes	4,51	2,95	18,83	10,81
1978				
Les deux sexes	5,62	4,04	21,63	14,08
Hommes	6,17	4,83	23,56	16,31
Femmes	4,58	3,24	19,21	11,68
1979				
Les deux sexes	4,49	3,06	18,88	11,14
Hommes	5,36	3,90	21,33	13,69
Femmes	3,62	2,27	16,11	8,64
1980				
Les deux sexes	4,91	3,43	20,55	12,28
Hommes	6,10	4,58	24,34	15,60
Femmes	3,72	2,37	16,39	8,96

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur le flux bruts fournies par Statistique Canada.

attendre, même si toutes les personnes en chômage avaient, à tout moment donné de leur période de chômage, la même probabilité de sortir de cette situation, une part disproportionnée du chômage serait attribuable aux personnes qui ont la malchance de demeurer longtemps en chômage. Un simple modèle de Markov, assorti d'une probabilité constante de sortie, permet de décrire une telle situation : dans ce modèle, le chômage est traité comme une loterie, c'est-à-dire que les chances de changer de situation sont les mêmes, quelle que soit la durée du chômage. La distribution des durées des périodes de chômage obtenue avec ce modèle peut être comparée aux données observées, si l'on fixe la valeur du taux de sortie constant au niveau de la probabilité moyenne de sortie du chômage effectivement observée. On peut en particulier comparer la proportion des périodes dépassant six mois, ainsi que leur contribution au chômage total, avec les données observées, traitées normalement par les fonctions de risque (tableau 3-6).

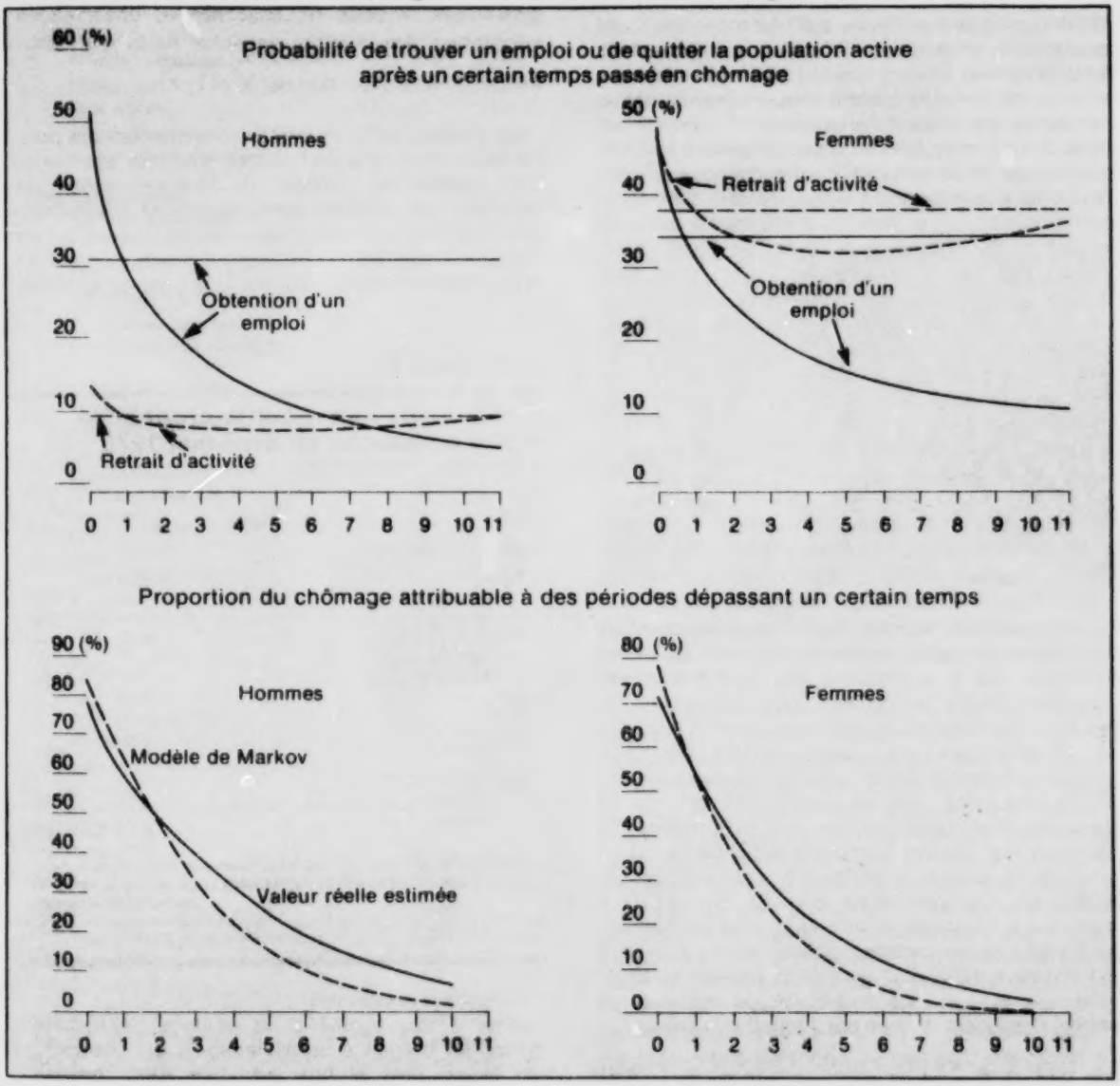
Dans chacun des cas étudiés, la concentration observée du chômage dans des périodes de longue durée est nettement plus importante que celle que lui attribue le modèle de Markov. Ce modèle doit donc être rejeté. Les probabilités de sortie ne sont pas constantes, mais elles diminuent au fur et à mesure que s'allonge la durée du chômage[2]. Ces caractéristiques sont illustrées dans le graphique 3-1. Dans la partie du haut, les probabilités réelles de sortie du chômage sont comparées, pour les hommes et les femmes, respectivement, avec la probabilité constante de sortie utilisée dans le modèle de Markov. Dans la partie du bas, la distribution des mois de chômage réellement observée est comparée, pour les deux mêmes groupes, à la distribution générée par le modèle de Markov. Ce modèle attribue, pour les hommes et les femmes, respectivement, 16 et 9 % du chômage à des périodes dépassant six mois, comparativement à 24 et 16 % lorsqu'on utilise les chiffres *réellement* observés pour ces périodes en 1980.

Analyse des déterminants du taux de sortie

Dans la section précédente, nous avons montré que les taux de sortie diminuaient au fur et à mesure que s'allongeait la durée du chômage. Cette constatation peut être interprétée de deux façons. Premièrement, il se peut que les taux de sortie soient constants pour chaque individu, mais qu'ils varient d'une personne à l'autre en raison de l'hétérogénéité de ces personnes. Ainsi, les personnes qui ne possèdent pas de qualifications particulières peuvent afficher un taux de sortie plus faible que celles qui sont qualifiées. Le regroupement de gens possédant des compétences de niveaux différents peut donc produire un taux de sortie global décroissant au fil du temps parce que les personnes qualifiées sortiraient de leur situation de chômage avant celles qui le sont moins. En deuxième lieu, le taux de sortie peut dépendre de la situation de chômage elle-même. Cela peut s'expliquer aussi bien par les facteurs touchant l'offre que par les facteurs influant sur la demande. Divers facteurs peuvent être mis en relief du côté de l'offre. La prolongation du chômage peut mener à une détérioration de la santé physique et mentale; les attitudes à l'égard du travail peuvent se modifier, au point de créer une certaine indifférence à l'égard du travail; enfin, le découragement résultant

Graphique 3-1

Probabilités de sortie du chômage et distribution du chômage, 1980



SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

des échecs successifs à trouver un emploi peut mener à une recherche d'emploi moins intensive. Du côté de la demande, les employeurs peuvent voir dans le chômage prolongé une indication que les demandes salariales de la personne en question sont trop élevées ou encore que son employabilité est faible puisqu'aucun autre employeur ne s'est intéressé à sa candidature. Les offres d'emploi peuvent donc diminuer au fur et à mesure que s'allonge la durée du chômage[3]. Si les taux de sortie diminuent en raison de l'hétérogénéité des travailleurs, ou encore, si leur dépendance à l'égard de la situation de chômage s'explique uniquement par des facteurs liés à l'offre, on pourrait alors soutenir que les caractéris-

tiques individuelles déterminent l'incidence du chômage de longue durée. Nous examinons maintenant cette hypothèse.

Pour distinguer l'incidence de l'hétérogénéité d'une part, et l'influence de la dépendance à l'égard du statut d'activité d'autre part, nous nous sommes servis d'une variable dichotomique représentant la probabilité de trouver un emploi et nous avons appliqué une méthode analogue à celle qui a été élaborée par McGregor (1978). Les données utilisées à cette fin proviennent du Projet de dépistage de la main-d'œuvre[4]. Un échantillon a été créé à même la population de chômeurs à la fin de mars 1978. Chacun des cas a ensuite fait l'objet d'un suivi pendant une période de huit semaines, soit d'avril à mai 1978, afin de déterminer si ces personnes obtenaient un emploi au cours de cette période. On a alors créé une variable dichotomique sur cette base, cette variable étant ensuite utilisée comme variable dépendante dans un modèle de régression, prenant la valeur 1 si la personne en chômage trouvait un emploi et 0 dans le cas contraire. Les variables explicatives de la régression ont été choisies de manière à déterminer dans quelle mesure la probabilité de retrouver un emploi était fonction de l'hétérogénéité et de la dépendance à l'égard du statut d'activité.

Il convient de formuler certaines remarques au sujet du choix de la méthode d'estimation. Divers problèmes liés à la méthode des moindres carrés ordinaires (*MCO*) la rendent non appropriée au problème d'estimation auquel nous sommes confrontés. Premièrement, les valeurs prédites par cette méthode peuvent se situer à l'extérieur de l'intervalle [0, 1], de sorte que les coefficients estimés ne pourraient être traités comme des probabilités. En deuxième lieu, lorsque la variable dépendante est de nature dichotomique, il existe un problème d'hétéroscédasticité. Ces problèmes peuvent être évités à l'aide d'une technique d'estimation plus appropriée, qui transforme les variables dichotomiques initiales 0 et 1 en une variable dont les valeurs peuvent se situer entre $-\infty$ et $+\infty$. La probabilité de retrouver un emploi, r, est alors donnée par l'équation suivante :

$$r = 1/(1 + e^{-X'\beta}) \qquad (3.8)$$

où X est un vecteur de variables explicatives. On peut exprimer l'équation 3.8 de la manière suivante :

$$log\ \left(\frac{r}{1-r}\right) = X'\beta \qquad (3.9)$$

ce qui transforme la variable dépendante de façon à ce qu'elle puisse être interprétée comme le logarithme de la probabilité de retrouver un emploi au cours de la période de temps donnée. Cela résout le premier problème associé à la méthode des *MCO*. Pour le problème d'hétéroscédasticité, nous utilisons la technique d'estimation des moindres carrés généralisés. À cette fin, chacune des observations applicables aux diverses variables de la régression est pondérée en fonction de $\sqrt{r(1-r)}$.

Le tableau 3-7 présente les coefficients logit pour les estimations des probabilités d'emploi. Les variables explicatives relèvent de diverses séries de variables. Les variables démographiques, financières, ainsi que les variables liées à la motivation ou au capital humain, sont utilisées pour rendre compte de l'hétérogénéité des travailleurs. Une série de variables

Tableau 3-7

Coefficients logit pour la probabilité d'être embauché en avril-mai 1978

	Coefficient logit
Attributs personnels :	
Âge	
15 à 19 ans	4,552*
20 à 24 ans	1,662*
25 à 44 ans	---†
45 à 64 ans	-0,766*
65 ans et plus	9,126*
Sexe	
Masculin	---
Féminin	0,401
État matrimonial	
Marié(e)	2,212*
Autre	---
Capital humain	
Niveau d'instruction (en années)	-0,069*
Formation	0,122*
Aucune formation	---
Expérience (en semaines)	0,001*
Catégorie professionnelle	
Direction	1,570**
Bureau	-0,364
Ventes	2,416*
Primaire	4,922*
Traitement	0,526
Usinage	0,646
Fabrication	-3,080*
Construction	2,986*
Transports	-0,957
Autre	---
Secteur d'activité	
Industrie manufacturière	1,801*
Construction	0,466
Transports	-1,825*
Commerce et finances	2,080*
Administration publique	---

Tableau 3-7 (fin)

	Coefficent logit
Motivation	
Attentes salariales (en dollars)	-1,096*
Démission	0,533
Mise à pied	---
Retrait d'activité	2,146*
Aucun retrait d'activité	---
Aspects financiers	
Assurance-chômage	1,702*
Pas d'assurance-chômage	---
Salaire antérieur (en dollars)	0,321**
Personnes à charge	-0,549*
Économies utilisées	-0,172
Économies non utilisées	---
Situation économique	
Taux de chômage $\leqslant$5,0 %	3,844**
Taux de chômage >5,0 %	---
Province	
Terre-Neuve	-0,009
Nouveau-Brunswick	2,047*
Québec	2,410*
Ontario	---
Manitoba	4,081*
Colombie-Britannique	0,054
Durée du chômage	
1 à 2 mois	-3,519*
3 à 4 mois	---
5 à 6 mois	-8,432*
7 à 12 mois	-12,968*
13 à 24 mois	-16,159*
25 mois ou plus	-16,952*
Constante	-0,671
$\bar{R}^2$	0,1665

*Significatif à 1 %.
**Significatif à 5 %.
†Indique la catégorie de référence omise. Les coefficients représentent l'effet de se trouver dans une catégorie donnée plutôt que dans la catégorie de référence.
SOURCE D'après le Projet de dépistage de la main-d'œuvre de 1978; les mois d'avril et de mai sont utilisés comme point de référence.

représentant la durée du chômage sert à vérifier l'hypothèse de la dépendance à l'égard du statut d'activité. Deux variables, soit le taux global de chômage et la province de résidence, sont utilisées pour tenir compte des conditions économiques. La majorité des variables incluses dans la régression présentent un niveau satisfaisant de signification statistique, généralement au niveau de 1 %. Cela signifie que l'hétérogénéité *et* la dépendance à l'égard du statut d'activité, permettent d'expliquer la diminution des taux de sortie.

Examinons certaines des variables représentant l'hétérogénéité des travailleurs. Des variables associées aux facteurs démographiques, le sexe n'est pas un facteur important en ce qui concerne les probabilités d'emploi, lorsque tous les autres facteurs sont maintenus constants. Comme on pouvait s'y attendre, par contre, l'âge est hautement significatif. Comparativement aux personnes du groupe de référence, âgées de 25 à 44 ans, les personnes de 45 à 64 ans ont une plus faible probabilité de retrouver un emploi. Tous les autres groupes d'âge sont relativement avantagés à cet égard. Le fait d'être marié accroît la probabilité de retrouver un emploi (à cause des pressions financières accrues qui s'exercent pour soutenir une famille).

Les séries de variables relatives au capital humain, notamment le niveau d'instruction, le type de formation, ainsi que la durée en semaines de l'emploi précédent, sont toutes des variables très significatives. Il est étonnant de constater que la première est associée à un coefficient négatif; cela peut s'expliquer par le fait que les personnes les plus instruites sont plus exigeantes dans le choix d'un emploi, comportement qui a pour effet d'allonger la durée de leur chômage. Il convient de souligner, à cet égard, que les salaires antérieurs, dont nous traiterons plus loin, sont maintenus constants. La plupart des variables relatives à la catégorie professionnelle et au secteur d'activité sont aussi statistiquement significatives. Plutôt que d'interpréter chacun des coefficients par rapport à nos anticipations *a priori*, nous les avons utilisés ici essentiellement comme variables de contrôle.

Parmi les variables contrôlant la motivation dans la recherche d'emploi, mentionnons les variables représentant les anticipations salariales, le fait qu'une personne a démissionné de son emploi, ou encore, qu'elle n'en a pas cherché à un moment donné au cours de sa période de chômage. La variable des anticipations salariales a été conçue en comparant en termes relatifs le salaire postérieur à la période de chômage au salaire antérieur. Plus les anticipations salariales sont élevées, toutes choses étant égales par ailleurs, plus la probabilité d'obtenir un emploi au cours d'une période donnée devrait être faible. Cette hypothèse est vérifiée. En ce qui concerne le fait de démissionner d'un emploi, on penserait que la décision d'une personne de quitter d'elle-même son emploi, plutôt que de se voir imposer la décision d'un employeur, peut avoir une incidence positive sur ses probabilités d'emploi. Cette hypothèse est aussi vérifiée, mais à un niveau de signification de 10 % seulement. Un retrait d'activité pendant une période de chômage a pour effet de réduire la durée observée du chômage, toutes choses étant égales par ailleurs. Dans certains cas, une personne peut obtenir un emploi qui débute à une date ultérieure et, par conséquent, cesser ses activités de recherche. On peut alors s'attendre à ce qu'un coefficient positif soit

associé à un retrait d'activité, et c'est effectivement ce qui est observé.

Diverses variables permettent d'évaluer la situation financière d'une personne à la recherche d'un emploi : par exemple, le fait qu'elle soit, ou non, prestataire de l'assurance-chômage, son salaire antérieur, le fait qu'elle ait eu, ou non, recours à ses économies pendant sa période de chômage, ainsi que le nombre de personnes à sa charge. Nous avions posé comme hypothèse que le fait de bénéficier de prestations d'assurance-chômage devrait, en réduisant le coût de la recherche d'un emploi, accroître le salaire demandé et diminuer la probabilité de retrouver un emploi. Cependant, comme nous tenons compte par ailleurs des anticipations salariales, cette variable mesure surtout les exigences en matière d'admissibilité aux prestations. Puisque ces exigences favorisent les travailleurs qui affichent une certaine stabilité en emploi, la variable relative à l'assurance-chômage devrait être associée à un coefficient positif, ce que l'on observe effectivement au tableau 3-7. Le fait d'avoir touché un salaire élevé par le passé, toutes choses étant égales par ailleurs, peut être un indicateur d'une plus forte productivité et devrait entraîner un coefficient positif, ce que nous observons effectivement.

À la variable relative au taux de chômage, qui représente les conditions économiques des diverses provinces, est associé le signe prévu. Lorsque le taux de chômage est inférieur ou égal à 5 %, la situation économique est favorable et, comme on pouvait le prévoir, les probabilités de trouver un emploi sont plus élevées. Trois des cinq variables auxiliaires représentant les provinces sont aussi très significatives. Ces coefficients doivent être interprétés, comme dans tous les autres cas, en référence à la catégorie omise, soit l'Ontario dans le cas présent. Cependant, comme nos données sont fondées sur des villes précises à l'intérieur de chaque province, il est difficile d'interpréter ces coefficients sans avoir une connaissance appropriée des conditions concrètes qui prévalent sur les marchés locaux ou régionaux de l'emploi.

Considérons enfin la durée du chômage. Par rapport aux personnes dont la période de chômage dure de trois à quatre mois, toutes les autres ont moins de chances de se trouver un emploi. Il est plutôt étonnant de constater que les personnes qui viennent à peine de démissionner de leur emploi ou de le perdre semblent être désavantagées. Divers facteurs peuvent cependant expliquer cette situation. Premièrement, la recherche d'un emploi n'est pas aussi intensive au cours des premières semaines de chômage[5]. Deuxièmement, les personnes qui s'attendent à être réembauchées peuvent fort bien ne pas chercher d'emploi, du moins au début. En troisième lieu, il se peut que certaines personnes soient plus difficiles au début et rejettent certaines offres d'emploi. Tous ces facteurs diminuent la probabilité de trouver un emploi peu après une entrée en chômage. Cette conclusion est appuyée par d'autres recherches[6].

Selon nous, ce qui est le plus important, c'est que les catégories de chômage de durée supérieure à la catégorie de référence affichent des coefficients négatifs. Par rapport au groupe de référence, on observe une détérioration significative des probabilités d'emploi, au fur et à mesure que se prolonge la durée du chômage. Au-delà de quatre mois, plus longue est la période de chômage, moindres sont les chances d'en sortir, même si l'on tient compte de l'hétérogénéité des travailleurs. Cette conclusion appuie sans équivoque l'hypothèse de la dépendance des taux de sortie à l'égard du statut d'activité.

Pour conclure la présente section, soulignons qu'une partie de la diminution du taux global de sortie du chômage s'explique par l'hétérogénéité des travailleurs. Cependant, même lorsqu'on tient compte des différences observées dans de multiples caractéristiques des individus, on note que les taux de sortie individuels diminuent eux-mêmes au fur et à mesure que s'allonge la période de chômage, au-delà d'une période initiale. Cette baisse du taux de sortie commence bien avant le début de ce que l'on reconnaît comme un chômage prolongé, c'est-à-dire une période qui excède généralement six mois. Nos observations semblent donc indiquer que les causes du chômage de longue durée sont déterminées aussi bien par le marché que par les caractéristiques propres aux personnes en question.

Conclusion

Dans le présent chapitre, nous avons regroupé des éléments d'information importants au sujet de la durée du chômage, éléments qui vont bien au-delà de ceux que nous avons exposés au chapitre 2. Nous avons fait ressortir les problèmes qui se posent lorsqu'on fait une analyse fondée uniquement sur la durée moyenne du chômage et nous soutenons qu'il est important d'étudier la distribution des périodes de chômage, selon leur durée, ainsi que la distribution du chômage total selon la durée. Cette analyse permet de mettre en relief l'importance de la concentration du chômage : en effet, une proportion relativement restreinte de périodes de chômage représente une proportion importante du chômage total.

En théorie, ce phénomène de concentration pourrait bien résulter de l'existence même d'une distribution de probabilités. Nous prouvons cependant que ce n'est pas le cas. Il découle plutôt d'une baisse de la probabilité de sortie au fur et à mesure

que s'allonge la période de chômage. Ce résultat en soi peut s'expliquer par deux phénomènes différents :

- les travailleurs ont des caractéristiques hétérogènes et, dans l'ensemble, ce facteur peut mener à une diminution des probabilités de sortie du chômage; ou
- la probabilité de sortie du chômage diminue pour chaque personne au fur et à mesure que s'allonge la période de chômage. Notre analyse a permis de distinguer les deux types d'explications et nous concluons que ces deux facteurs agissent simultanément.

4 Chômage et inactivité

Aux chapitres 2 et 3, nous avons mentionné le rôle important que joue le statut d'inactif dans la détermination des niveaux de chômage et d'emploi d'une économie. Il est largement reconnu que les retraits d'activité posent des problèmes pour la mesure du chômage. Cependant, l'importance même de ces problèmes est fortement controversée. Certains soutiennent que les sorties de la population active sont fondamentalement motivées par des raisons personnelles de nature non économique. Le fait que les statistiques officielles du chômage ignorent tous les retraits d'activité à partir du chômage vient appuyer cette présomption. Par ailleurs, des auteurs comme Clark et Summers (1979) prétendent que la plupart des retraits d'activité constituent en fait une prolongation des périodes de chômage. C'est vers cette controverse que nous nous tournons maintenant. Dans le présent chapitre, nous tenterons de montrer

- qu'une proportion substantielle des retraits d'activité résulte du découragement devant les perspectives d'emploi; et,
- que si l'on tient compte de ces périodes de sortie, la durée des périodes de chômage est nettement accrue.

Après un bref exposé de la question du découragement, nous présentons plusieurs façons de mesurer ce phénomène, tel qu'il est traité dans les enquêtes de Statistique Canada. À partir de données chronologiques, nous tentons ensuite de déterminer dans quelle mesure le découragement est un phénomène de nature cyclique. Enfin, nous estimons le nombre de travailleurs découragés à partir des données sur les flux bruts. De cette analyse nous concluons que le taux de chômage mesuré aurait été majoré d'environ 1,5 point de pourcentage en 1980, si le nombre des travailleurs découragés avait été ajouté aux estimations officielles du nombre de personnes en chômage. La durée moyenne du chômage aurait alors atteint deux mois et trois semaines, au lieu de deux mois et une semaine.

La question du découragement

La principale question touchant les sorties d'activité a trait au caractère arbitraire de la définition du chômage. Au Canada, les statistiques officielles considèrent comme en chômage les personnes qui,

> pendant la semaine de référence : a) étaient sans travail, avaient activement cherché du travail au cours des quatre dernières semaines (y compris la semaine de référence) et étaient prêtes à travailler; b) n'avaient pas activement cherché du travail au cours des quatre dernières semaines, mais avaient été mises à pied depuis 26 semaines ou moins et étaient prêtes à travailler; c) n'avaient pas activement cherché du travail au cours des quatre dernières semaines, mais devaient commencer à travailler, dans un nouvel emploi, dans quatre semaines ou moins à compter de la semaine de référence et étaient prêtes à travailler[1].

Il est évident que nombre de personnes en âge de travailler peuvent ne pas être officiellement comptées au nombre des chômeurs s'il s'agit de personnes découragées, c'est-à-dire de personnes qui veulent un emploi et sont prêtes à travailler, mais n'en cherchent pas parce qu'elles considèrent qu'il n'y a pas d'espoir d'en trouver un. La ligne de démarcation entre le chômage et l'inactivité est donc plutôt arbitraire dans un tel cas. Il s'agit alors de déterminer si les travailleurs découragés devraient être considérés comme des personnes en chômage et, le cas échéant, de déterminer l'importance du phénomène. Cette dernière question soulève des controverses au sujet de la façon appropriée de mesurer l'effet du découragement. Il s'agit là d'une question délicate puisque le fait d'inclure certaines personnes inactives dans le groupe des personnes en chômage modifierait non seulement les estimations du nombre de personnes en chômage, mais également celles de la durée moyenne du chômage. En effet, certaines transitions du chômage à l'inactivité pourraient bien ne pas être considérées comme telles et être ignorées pour traduire un chômage prolongé. La distribution des périodes de chômage qui en résulterait et, par conséquent, le fardeau du chômage, pourraient donc largement différer de ce que reflètent les statistiques officielles.

Les conséquences économiques et politiques de ce phénomène sont encore plus importantes. En effet, les personnes qui sont susceptibles de se décourager et de se retirer de la population active lorsqu'elles considèrent que leurs chances de trouver un emploi sont minces en raison du climat économique, peuvent fort bien réintégrer la population active lorsqu'elles ont l'impression que ce climat s'est amélioré. Compte tenu de ce comportement, le fait de ne pas compter les personnes découragées au nombre des chômeurs et de se fier au taux de

chômage comme indicateur cyclique pourrait bien induire en erreur ceux qui ont la responsabilité d'ébaucher des politiques.

Diverses mesures du découragement

Étudions l'information obtenue, au cours de l'Enquête sur la population active, sur les personnes en âge de travailler qui déclarent avoir cherché un emploi au cours des six derniers mois, mais non au cours des quatre semaines précédant l'enquête mensuelle, et ce, pour quelque raison que ce soit. Ces personnes sont comptées au nombre des personnes qui ne participent pas à la population active (NLF). Pour les distinguer des autres personnes non actives, nous les qualifions de personnes qui « ne font pas de recherches » et constituons avec elles la série chronologique (NL). Au cours de la période allant de février 1977 à août 1982, le nombre de ces personnes se situait en moyenne à 403 000 par mois, après désaisonnalisation des données. Il est évident qu'il s'agit là d'un nombre important, comparativement au nombre moyen de personnes en chômage chaque mois, soit environ 915 000; dans cette perspective, la question de la détermination du nombre de travailleurs vraiment découragés revêt une dimension non négligeable du point de vue de l'élaboration des politiques.

Le graphique 4-1 jette un peu de lumière sur cette question, puisqu'il permet de comparer la série chronologique NL au nombre de personnes en chômage au Canada. On y relève beaucoup d'analogies dans les mouvements des deux séries. Les personnes qui déclarent ne pas rechercher activement d'emploi, comme nous venons de les définir, sont plus nombreuses lorsque le chômage augmente. Il semble donc que la série NL soit sensible aux variations cycliques de la conjoncture économique. Les difficultés observées sur le marché du travail conduisent apparemment à une forte hausse du nombre de personnes qui quittent la population active, diminuant ainsi le nombre de personnes officiellement considérées comme étant en chômage.

Tous les travailleurs inclus dans le groupe NL sont-ils vraiment découragés au sens où nous l'avons indiqué ? Pour répondre à cette question, il peut être utile d'analyser les raisons fournies par ces personnes pour ne pas participer à la population active, telles qu'elles ont été catégorisées par Statistique Canada :

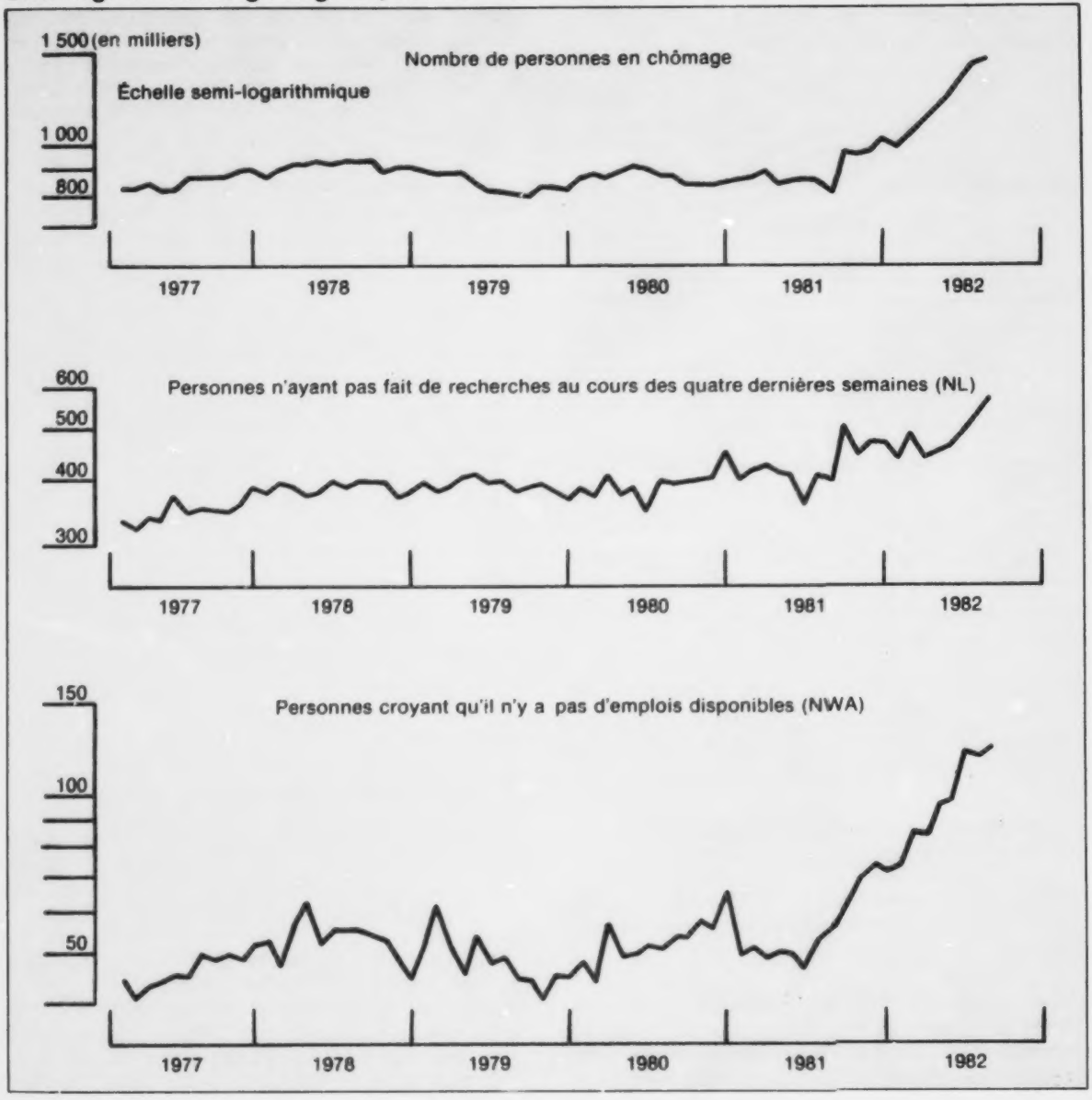
- obligations personnelles ou familiales, ou maladie;
- poursuite des études;
- ne sont plus intéressées ou ont déjà trouvé un emploi;
- attendent un rappel ou une réponse d'un employeur;
- considèrent qu'il n'y a pas d'emplois disponibles; et
- autres raisons.

Il est manifeste que certaines de ces raisons ne correspondent pas à la définition donnée du demandeur d'emploi découragé. On pourrait donc considérer comme travailleurs découragés uniquement les personnes qui indiquent que la pénurie d'emplois est la raison pour laquelle elles ne participent pas à la population active. Les personnes qui allèguent une telle pénurie (NWA) sont comparées au nombre de personnes en chômage au graphique 4-1. En termes relatifs, les fluctuations de la série NWA sont beaucoup plus fortes que celles de la série NL et sont également plus étroitement associées aux fluctuations du chômage.

Statistique Canada n'utilise pas une définition spécifique du travailleur découragé. Cependant, en plus des séries mensuelles NL et NWA, cet organisme mène, depuis 1978, une enquête annuelle sur les personnes inactives, en supplément de l'Enquête sur la population active du mois de mars. Les enquêtes annuelles s'adressent aux personnes inactives qui, au cours de la période de référence de l'enquête de mars, ne cherchent pas activement un emploi, mais déclarent vouloir travailler et être prêtes à le faire. On ne tient pas compte du fait qu'elles aient ou non cherché un emploi au cours des six mois précédents. En mars 1980, 348 000 personnes se sont déclarées dans cette situation. D'après Statistique Canada, quelque 65 % de ces personnes attribuaient leur sort à « un ensemble de facteurs qui, du moins sur le plan conceptuel, se rapportent au fonctionnement ou aux conditions du marché du travail »[2]. Ces facteurs sont les suivants : (la personne) « attend un rappel », « attend que les employeurs lui répondent », « pense qu'il n'y a pas d'emplois disponibles ». Comme les critères de cette enquête supplémentaire de mars sont différents des critères employés dans les enquêtes mensuelles, les estimations du nombre de travailleurs découragés diffèrent aussi (tableau 4-1). En mars 1980, par exemple, 64 000 personnes étaient comptées au nombre des personnes qui « pensaient qu'il n'y avait pas d'emplois disponibles » au moment de l'enquête mensuelle. Pour l'enquête supplémentaire, il y en avait 111 000. Il convient de souligner que les données reproduites sur le graphique 4-1 ne renvoient qu'à la catégorie des personnes qui « pensaient qu'il n'y avait pas d'emplois disponibles », tirées de l'enquête mensuelle.

Graphique 4-1

Chômage et chômage déguisé, février 1977 à août 1982*



*Données désaisonnalisées.
SOURCE Statistique Canada, La population active, nº 71-001 au catalogue

Aux États-Unis, l'enquête mensuelle sur la population (Current Population Survey – CPS) définit le travailleur découragé comme une personne inactive qui ne cherche pas d'emploi pour l'une ou l'autre des cinq raisons suivantes :

- ne pense pas qu'il y a des emplois disponibles;

Tableau 4-1

Estimation «officielle» du découragement selon les deux enquêtes de Statistique Canada, 1980

	Enquête sur la population active mars 1980*	Enquête supplémentaire mars 1980*
Personnes en chômage	969 000	969 000
Personnes inactives désirant travailler	490 000	348 000
Personnes ne cherchant pas d'emplois pour des raisons relatives au marché du travail	150 000	225 000
Personnes croyant qu'il n'y a pas d'emplois disponibles	64 000	111 000

*Les définitions sont différentes dans les deux enquêtes. Se référer au texte.

SOURCE Statistique Canada. La population active, n° 71-001 au catalogue, mars 1980 et janvier 1981.

- indique qu'elle n'a pas été capable de trouver d'emploi;
- croit qu'elle ne possède pas le niveau de scolarité, la formation, les compétences ou l'expérience requises;
- soutient que les employeurs lui disent qu'elle est trop jeune ou trop âgée; et
- indique un autre handicap personnel qui l'empêche de trouver un emploi.

Le U.S. Bureau of Labor Statistics classe ces personnes en deux groupes : celles qui sont découragées pour des raisons qui ont trait au marché du travail (les deux premières catégories), et celles qui le sont pour des raisons personnelles (toutes les autres catégories).

La distinction à établir entre les raisons personnelles et les raisons reliées au marché du travail est importante. Dans son étude portant sur des données américaines, Flaim (1973) a observé une forte association positive entre le taux global de chômage et le nombre de personnes qui font état de raisons reliées au marché du travail pour expliquer leur découragement, et une association négative plus faible entre le taux de chômage et le nombre de personnes découragées pour des raisons personnelles. Ces observations ont ultérieurement été confirmées par Ondeck (1978), dont l'analyse portait sur des séries chronologiques plus longues. Dans une étude récente, Finegan (1981) fait état de variations cycliques marquées dans le cas des personnes découragées pour des raisons reliées au marché du travail, mais non dans celui des personnes découragées pour des raisons personnelles. Il a aussi constaté que l'incidence du découragement et la sensibilité de ce facteur aux conditions du marché du travail variaient considérablement d'un groupe démographique à l'autre.

Les remarques précédentes ont pour but de fournir certaines indications sur l'importance quantitative du phénomène du découragement, quelle que soit la façon dont on le mesure. Le découragement des travailleurs fait partie des coûts sociaux du chômage non traduits dans les statistiques officielles. Il est donc utile de déterminer l'étendue de son effet pour arriver à mieux comprendre le fardeau du chômage. Le phénomène semble cependant comporter plusieurs dimensions. Comme il est relié à la question de l'emploi, la série NWA devrait afficher certaines variations cycliques. L'abondance ou la pénurie d'emplois peut aussi comporter une dimension saisonnière et une tendance chronologique. Nous tentons d'évaluer l'incidence propre à chacun de ces facteurs dans la section suivante.

Facteurs cycliques, saisonniers et structurels dans le phénomène du découragement

Méthodologie

Comme nous l'avons mentionné plus haut, Statistique Canada publie chaque mois, depuis février 1977, des statistiques sur le nombre de personnes qui ont cherché du travail à un moment donné au cours des six mois précédant l'EPA, mais non au cours des quatre dernières semaines. Cette série chronologique a été intitulée NL. Un des sous-ensembles de ce groupe se compose des personnes qui ont déclaré n'avoir pas cherché d'emploi parce qu'il n'y avait « pas de travail disponible », soit le groupe NWA. Ces deux séries de données sont utilisées comme variables dépendantes dans les équations décrites plus loin.

Pour évaluer l'importance des déterminants cycliques du découragement, il est fondamental de distinguer cette influence de celles d'autres facteurs. Les variations de la demande de main-d'œuvre ne s'expliquent pas seulement par des forces cycliques, mais peuvent aussi être imputables à des facteurs de nature saisonnière. Nous introduisons donc une série de variables dichotomiques mensuelles, *MD*, le mois

Graphique 4-2

Ratio emploi-population, février 1977 à août 1982

SOURCE Statistique Canada; données désaisonnalisées par les auteurs.

de septembre étant considéré comme mois de référence, donc la variable omise. Finegan (1981) a également soutenu que des facteurs structurels peuvent être à l'origine du découragement de certaines personnes, de sorte qu'il convient d'introduire une tendance chronologique. De nouveau, nous

intégrons une série de variables dichotomiques annuelles, *YD*, 1978 étant considérée comme l'année de référence. Si l'on pose que la demande de main-d'œuvre est constante, la croissance de l'offre au cours de la période 1977-1982 se traduira par une augmentation et, par conséquent, par une tendance à la hausse du nombre de travailleurs découragés.

Un aspect à considérer a trait au choix de l'indice qui représente les conditions du marché du travail. Le taux global de chômage ou le taux de chômage des hommes dans la force de l'âge présente une lacune bien évidente, liée au débat dont nous traitons ici, à savoir qu'il exclut les travailleurs découragés. Le passage d'une situation de chômage à une situation de découragement (ou vice versa) imputable à un facteur exogène produirait une association négative entre le taux de chômage mesuré et le nombre de travailleurs découragés, même si l'association cyclique entre ces deux variables était positive. Des erreurs de classification dans ces deux catégories pourraient aussi produire une association négative trompeuse. Enfin, certaines variations du chômage s'expliquent par des variations de l'offre de main-d'œuvre. Le taux de chômage peut donc ne pas traduire uniquement des changements liés à la disponibilité des emplois (facteurs de demande), mais traduire également certains facteurs touchant l'offre de main-d'œuvre.

Un des indicateurs qui pourraient représenter les conditions de la demande globale, soit la production globale, en est un qui, malheureusement, demeure soumis à des fluctuations mensuelles extrêmement importantes, en raison des ajustements des stocks. Compte tenu de ces considérations, nous retenons le ratio emploi-population, *EPR* – le nombre de personnes occupées divisé par la population en âge de travailler – que l'on appelle aussi le *ratio d'emploi*. Le dénominateur de ce ratio peut être considéré comme étant essentiellement exogène aux fluctuations des conditions économiques. En conséquence, le numérateur – soit le nombre de personnes employées dans l'économie – assume l'ensemble du fardeau des variations économiques. Le comportement de ce ratio désaisonnalisé est décrit au graphique 4-2. La réaction de l'emploi aux variations de la demande globale peut cependant comporter certains délais. En période de récession, on observe généralement le phénomène bien connu de la thésaurisation de la main-d'œuvre. Par contre, en période de reprise, il se peut que l'emploi n'augmente pas aussi rapidement, puisque la productivité moyenne des personnes occupées peut augmenter. De plus, les personnes à la recherche d'un emploi peuvent ne pas percevoir immédiatement l'amélioration des conditions de la demande de main-d'œuvre.

Pour tenir compte de ces délais, nous utilisons la méthode des retards d'Almon. D'après nos calculs, les meilleurs résultats sont obtenus avec un décalage allant jusqu'à six mois, y compris le mois en cours, et un polynôme du second degré. Cela signifie qu'il peut s'écouler six mois avant que l'effet du processus d'information sur les conditions du marché du travail ne se fasse pleinement sentir sur le comportement des travailleurs découragés. L'équation qui résulte de cette analyse peut être exprimée ainsi :

$$DW = \alpha + \sum_{i=1}^{11} \beta_i MD_i + \sum_{j=1}^{5} \gamma_j YD_j + \sum_{k=0}^{5} \partial_k EPR_{t-k} + \epsilon \qquad (4.1)$$

où

DW = le nombre de travailleurs découragés, définis soit par NWA, soit par NL, soit par NWAR,

α, β, γ et ∂ = les coefficients de régression à estimer,

MD_i = une variable dichotomique représentant le mois, septembre étant le mois de référence,

YD_j = une variable dichotomique représentant l'année, 1978 étant l'année de référence,

EPR = le ratio emploi-population désaisonnalisé pour l'ensemble de la population en âge de travailler, et

$\Sigma \partial_k$ = la somme des coefficients de retard d'Almon,

ϵ = terme aléatoire.

La variable la plus intéressante dans le présent contexte est *EPR*. Le signe du coefficient qui y est associé devrait être négatif. Ainsi, une amélioration de la demande de main-d'œuvre, qui se traduirait par une hausse de *EPR*, devrait réduire le nombre de travailleurs découragés, toutes choses étant égales par ailleurs, et une détérioration des perspectives d'emploi (diminution de *EPR*) devrait avoir l'effet opposé.

Résultats empiriques

Le tableau 4-2 présente les estimations empiriques des coefficients de régression de l'équation 4.1, trois variables exogènes représentant successivement le phénomène du découragement. NWA étant la variable dépendante, le coefficient de corrélation est très élevé. Les variations saisonnières constituent une

Tableau 4-2

Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre de travailleurs découragés, février 1977 à août 1982†

	Variable dépendante		
	NWA	NL	NWAR
Constante	1 088 046*	2 470 413*	45,696*
Janvier	27 833*	-132 011*	2,728*
Février	16 498*	-137 920*	1,537*
Mars	16 863*	-8 594	1,267*
Avril	10 154*	43 791*	0,805*
Mai	- 615	-26 116**	0,026
Juin	1 812	-76 627*	0,211
Juillet	19 529*	-199 575*	1,987*
Août	22 648*	-164 788*	2,607*
Septembre	—	—	—
Octobre	5 123	-57 425*	0,620
Novembre	15 669*	-98 390*	1,601*
Décembre	31 937*	-116 310*	3,246*
1977	-18 939*	-59 472*	-0,956*
1978	—	—	—
1979	18 143*	47 010*	0,849*
1980	35 569*	73 149*	1,763*
1981	51 481*	130 236*	2,418*
1982	65 991*	130 764*	3,228*
EPR décalé			
∂_0	-5 069*	-9 875	-0,137
∂_1	-4 309*	-8 291*	-0,149*
∂_2	-3 515*	-6 682*	-0,147*
∂_3	-2 688*	-5 048	-0,131
∂_4	-1 826**	-3 390	-0,101
∂_5	- 930	-1 707	-0,057
∂_6	0	0	0
Total ($\Sigma\partial_k$)	-18 337*	-34 993*	-0,722*
R^2	0,961	0,955	0,883
$\bar{R}^2$	0,945	0,936	0,834
DW	1,83	1,92	1,82
Moyenne pour la période	58,9	403,0	6,262
Élasticité à la moyenne de EPR (%)	-31,132	-8,683	-11,530

*Significatif à 5 %.
**Significatif à 10 %.
†Se référer au texte pour une explication des variables.
SOURCE Estimations des auteurs à partir de l'équation 4.1.

caractéristique importante du phénomène du découragement. En décembre, le nombre de personnes découragées est supérieur de près de 32 000 au chiffre enregistré en septembre. Aussi étonnant que cela puisse paraître, le nombre de travailleurs découragés est aussi supérieur à la moyenne en juillet et en août. Comme nous en traiterons plus en détail dans le chapitre 7, cette situation est principalement due à la recherche d'emplois des jeunes pendant l'été.

On observe également une forte tendance à la hausse au cours des années étudiées; le nombre de travailleurs découragés augmente sans cesse en raison de facteurs structurels. Selon nous, cela serait dû à l'incapacité de l'économie canadienne de générer suffisamment d'emplois pour ceux qui désirent et sont prêts à travailler.

Dans notre perspective actuelle, la variable la plus importante est le ratio emploi-population. La somme des coefficients de retard d'Almon indique une forte incidence négative des conditions économiques sur le nombre de travailleurs découragés. Une augmentation de un point de pourcentage de la variable *EPR* diminuerait le nombre de ces personnes d'environ 18 000, dans la série NWA. Ce chiffre est extrêmement élevé si on le compare à la valeur moyenne obtenue pour NWA au cours de cette période, soit 59 000. L'estimation de l'élasticité à la moyenne montre qu'une augmentation de 1 % de *EPR* réduit le nombre de travailleurs découragés de 31,1 %.

Une amélioration de *EPR* a une incidence significative au cours du mois où elle se produit. Son incidence n'est cependant pas limitée au mois courant, et elle réduit le nombre de personnes découragées pendant plusieurs des mois suivants. L'incidence est statistiquement significative pendant au moins trois mois, même si elle diminue graduellement.

Les résultats que nous venons de présenter se rapportent à l'équation qui retient le phénomène du découragement entendu dans son sens le plus restrictif. Le groupe des personnes qui auraient accepté un emploi mais n'en ont pas cherché pendant la semaine de référence – désigné par NL – subit-il aussi des variations cycliques ? Est-il plus ou moins sensible à ces variations que ne l'est le groupe NWA ? Les résultats fondés sur l'estimation de l'équation 4.1, avec NL comme variable dépendante, sont relevés dans la seconde colonne du tableau 4-2.

Le coefficient de corrélation est fort significatif et il est à peine inférieur à celui qui a été obtenu pour le groupe NWA. On observe cependant une différence marquée dans les tendances saisonnières de NL. Comparativement au mois de septembre, ce n'est qu'en avril qu'on observe un nombre supérieur de travailleurs NL. Au cours des autres mois, le coefficient saisonnier est négatif et très significatif. La variable associée à l'évolution structurelle est statistiquement significative et le coefficient qui y est associé est significatif et assorti du signe prévu.

Le coefficient Almon associé à la variable *EPR* est aussi très significatif. En d'autres termes, les personnes qui déclarent ne pas avoir cherché d'emploi au cours de la semaine de référence, mais en avoir cherché un au cours des six mois précédents, semblent être sensibles aux variations de la demande sur

le marché du travail, les autres conditions étant maintenues constantes. L'effet statistiquement significatif ne se présente cependant qu'un mois plus tard et il ne dure que deux mois. Par la suite, les coefficients ne sont plus statistiquement significatifs. Une augmentation de un point de pourcentage de la variable *EPR* signifie que le nombre de personnes faisant partie du groupe NL diminue de 35 000. Si l'on compare ces résultats aux données de la première colonne, on constate que plus de la moitié de cette réduction est imputable à la catégorie NWA. Comme cette catégorie ne représente qu'un septième de la catégorie NL, l'élasticité de NL à la moyenne de *EPR* est nettement inférieure à ce qu'elle est lorsqu'on utilise les données NWA (–8,7 % comparativement à –31,1 %). Quoi qu'il en soit, les résultats indiquent que le nombre de travailleurs découragés en raison des conditions économiques est plus élevé que celui qui est estimé aux termes de la définition étroite du découragement, représentée par le groupe NWA.

Enfin, les données inscrites dans la troisième colonne du tableau 4-2 révèlent que le nombre de travailleurs découragés est plus sensible aux conditions générales du marché du travail que ne l'est le nombre de personnes en chômage. Ces résultats sont tirés de l'estimation de l'équation 4.1, la variable dépendante étant alors donnée par NWAR, soit le ratio de NWA par rapport à l'ensemble des personnes en chômage. Le coefficient négatif de la variable Almon indique qu'une augmentation du ratio emploi-population réduit le nombre de travailleurs découragés relativement plus qu'elle ne diminue le nombre de personnes en chômage. Cela peut s'expliquer en partie du simple fait qu'au fur et à mesure que les conditions touchant la demande de main-d'œuvre s'améliorent et que le nombre des personnes découragées diminue, ces personnes peuvent réintégrer le marché du travail, sans toutefois obtenir immédiatement un emploi, de sorte qu'elles gonflent les rangs des personnes en chômage. Il est aussi intéressant de remarquer que les coefficients associés aux variables dichotomiques annuelles manifestent une tendance à la hausse très significative. Ce résultat renforce l'argument présenté plus haut, à savoir qu'une pénurie fondamentale d'emplois dans l'économie canadienne empêche une population active rapidement croissante et désireuse de travailler de trouver de l'emploi.

Quelle est l'importance du facteur cyclique par rapport à d'autres déterminants du découragement ? D'après des estimations effectuées à partir des résultats du tableau 4-2, le nombre de travailleurs découragés est passé de 62 532 en août 1981 à 134 584 en août 1982, comme l'indique le tableau 4-3. Environ 80 % de la variation totale était imputable à des facteurs cycliques et 20 % était attribuable aux facteurs structurels. L'élément saisonnier, qui serait assez significatif selon ses coefficients, a été éliminé dans cette comparaison, puisque nous comparons le même mois (août) dans deux années distinctes.

En résumé, cette section nous conduit à deux conclusions principales. Premièrement, les données confirment l'hypothèse fondamentale d'une relation entre le nombre de travailleurs découragés et la demande globale de main-d'œuvre dans l'économie. En deuxième lieu, le nombre de travailleurs découragés semble être supérieur à celui que l'on obtient par la définition étroite de NWA. Dans la section qui suit, nous utilisons les données sur les flux bruts pour jeter un peu de lumière sur la question de l'évaluation du nombre de travailleurs découragés.

Tableau 4-3

Augmentation du nombre de travailleurs découragés, août 1981 à août 1982*

	Nombre de travailleurs découragés		Différence	
	Août 1981	Août 1982	Nombre	Distribution
		En milliers		En pourcentage
Constante	1 088 046	1 088 046		
Facteur saisonnier	22 648	22 648		
Facteur structurel	51 481	65 991	14 510	20,1
Facteur cyclique†	-1 099 643	-1 042 101	57 542	79,9
Total	62 532	134 584	72 052	100,0

*NWA est la variable dépendante (se référer au tableau 4-2).
†Le ratio emploi-population était de 59,8 % en août 1981 et de 56 % en août 1982.
SOURCE Tableau 4-2.

Mesure du découragement : analyse des flux bruts

Au départ, si les retraits d'activité sont principalement dus à des raisons personnelles, et non aux conditions du marché du travail, on pourrait s'attendre à ce que les personnes qui détiennent un emploi soient aussi susceptibles de se retirer de la population active que celles qui sont en chômage[3]. Comme l'indiquent les données du tableau 2-3, en 1980, le taux de sortie d'une situation de chômage (*un* = 19,03 %) est sept fois plus élevé que le taux de sortie d'une situation d'emploi (*en* = 2,57 %). Ainsi, il semble, à première vue, que la valeur supérieure de *un* est étroitement reliée à la situation de chômage elle-même.

Si toutes les périodes de chômage se terminaient par une prise d'emploi, et aucune par une sortie de la population active, les périodes de chômage qui en résulteraient seraient beaucoup plus longues. Comme nous l'avons décrit au chapitre 3, nous simulons ces conditions en supposant que *un* = 0 et nous appliquons la valeur observée de *ue* aux périodes de chômage qui se terminent par un retrait de la population active. Sur la base de ces hypothèses, les trois dernières lignes du tableau 3-3 présentent des estimations de la durée du chômage pour les personnes qui cherchent un emploi jusqu'à ce qu'elles en trouvent un, soit les personnes qualifiées de « chercheurs inlassables ». La durée moyenne augmente considérablement, à 4,5 mois, soit le double de ce que l'on obtenait avec les estimations des fonctions de risque pour des périodes complètes de chômage.

L'hypothèse du chercheur inlassable est de toute évidence une hypothèse extrême. Les données relevées dans le tableau 4-4 indiquent aussi que seul un sous-ensemble de toutes les périodes de chômage qui se terminent par un retrait d'activité pourrait représenter le comportement de travailleurs découragés. Environ la moitié de ces sorties de la population active se produisent au cours du premier mois de chômage. Cette proportion est sensiblement plus élevée pour les femmes que pour les hommes. Il est peu probable que le découragement dû à de mauvaises perspectives d'emploi se manifeste aussi rapidement dans une période de chômage. Soulignons que les données du tableau 3-4 indiquaient que la proportion des périodes de chômage qui se terminent par des retraits d'activité, s'accroît avec la durée du chômage. Il semblerait raisonnable de considérer qu'une période de recherche d'emploi plus longue est nécessaire avant que le découragement ne se manifeste.

Il convient maintenant de se demander dans quelle mesure les sorties de la population active peuvent être considérées comme une manifestation de

Tableau 4-4

Distribution des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, 1980

En pourcentage

	Durée des périodes complètes				
	1 mois ou moins	1 à 3 mois	3 à 5 mois	Plus de 5 mois	Total
Les deux sexes	50,7	29,5	10,5	9,2	100,0
Hommes	45,7	30,5	11,9	11,8	100,0
Femmes	55,3	28,6	9,2	6,9	100,0

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada

découragement. Supposons que le découragement ne puisse intervenir qu'après une recherche d'emploi au moins aussi longue que celle de l'individu moyen qui trouve un emploi. La durée moyenne du chômage pour les « chercheurs inlassables », soit environ 4,5 mois, pourrait fournir un indicateur utile, étant donné que ce concept ne touche que les personnes qui réussissent à trouver un emploi. Pour tenter de corriger la nature plutôt arbitraire de ce critère, nous avons élaboré une fourchette d'estimations en considérant alternativement que les retraits d'activité qui se produisent après trois ou cinq mois de chômage, sont l'effet du découragement. Nos travaux indiquent qu'en 1980, jusqu'à 20 % de l'ensemble des périodes de chômage se terminant par un retrait de la population active étaient imputables à une manifestation de découragement après trois mois; si l'on reprend les estimations en ne considérant que les sorties après cinq mois comme représentatives du découragement, le pourcentage correspondant est de 9 % (tableau 4-4).

Cette méthode d'évaluation de l'effet de découragement n'est en rien traditionnelle, mais elle nous semble fondée sur des hypothèses réalistes. Premièrement, nous considérons comme travailleurs découragés des personnes qui se retirent de la population active après une période de chômage. En deuxième lieu, ce découragement n'est pas susceptible de se manifester avant une période « raisonnable » de recherche d'emploi. Troisièmement, nous croyons que le comportement associé au découragement n'est pas homogène d'un groupe démographique à l'autre, ni d'une région à l'autre. Certains travailleurs peuvent se décourager après trois mois de recherche infructueuse, alors que d'autres peuvent poursuivre davantage leur recherche avant d'être découragés. Les contraintes financières auxquelles doivent faire face les femmes, les jeunes et les hommes peuvent,

Tableau 4-5

Phénomène du découragement et son incidence sur le taux de chômage et sur la durée moyenne du chômage, 1980*

	Tous les âges
	En milliers
Nombre de travailleurs découragés	
Hommes	57 - 112
Femmes	48 - 113
Les deux sexes	106 - 225
	En points de pourcentage
Addition au taux de chômage	
Hommes	0,8 - 1,6
Femmes	1,0 - 2,4
Les deux sexes	0,9 - 1,9
	En mois
Addition à la durée moyenne du chômage	
Hommes	0,3 - 0,6
Femmes	0,3 - 0,7
Les deux sexes	0,3 - 0,6

*Dans chaque paire de chiffres, le premier chiffre représente le stock des personnes qui, à un moment donné en 1980, n'étaient plus dans la population active, l'ayant quittée après avoir cherché un emploi pendant cinq mois ou plus; le second chiffre a trait aux personnes qui ont quitté la population active après trois mois ou plus de recherche. Les estimations relatives aux hommes et aux femmes peuvent ne pas correspondre au total puisque chaque estimation a été calculée indépendamment, puis arrondie.

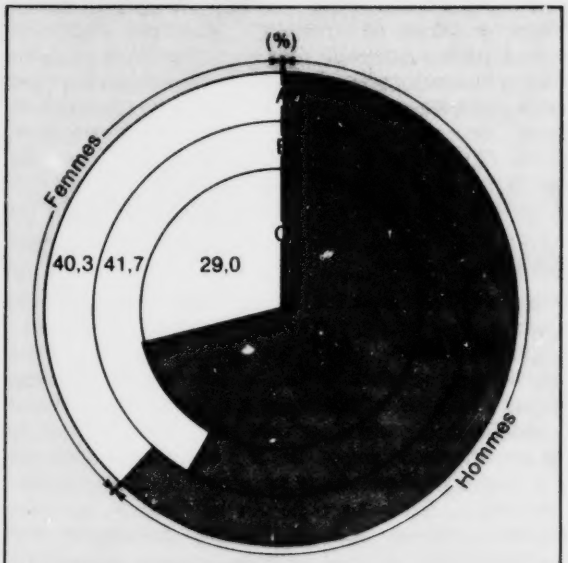
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

par exemple, être considérablement différentes. C'est pour cette raison que nous avons retenu une fourchette de trois à cinq mois. À partir de ces hypothèses, nous estimons que le nombre des travailleurs découragés se situait entre 106 000 et 225 000, en moyenne, au cours d'un mois quelconque de 1980 (tableau 4-5).

Si ces travailleurs découragés étaient considérés comme des personnes en chômage, quel serait l'effet de leur prise en compte sur le taux de chômage ? Les estimations présentées au tableau 4-5 indiquent que, en 1980, le taux global réel de chômage se serait situé entre 8,4 et 9,4 %, plutôt qu'à 7,5 %. La durée moyenne du chômage aurait aussi augmenté. Cela est normal, puisque les facteurs qui incitent les travailleurs découragés à quitter la population active contribuent à réduire certaines périodes de chômage qui, autrement, seraient de longue durée. Par conséquent, la prise en compte de ces personnes comme chômeurs ferait allonger la durée moyenne d'un séjour en chômage de 9 à 18 jours, soit une augmentation pouvant aller jusqu'à 20 % de la durée observée (telle qu'indiquée au tableau 3-3).

Graphique 4-3

Distribution de la population active et du chômage de longue durée selon le sexe, 1980



A Actifs âgés de 15 à 64 ans
B Chômage de longue durée, y compris les travailleurs découragés après trois mois de recherche
C Chômage de longue durée (plus de six mois)

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données de Statistique Canada.

Les femmes sont plus susceptibles de connaître le problème du découragement que les hommes : l'augmentation du taux de chômage attribuable à l'inclusion des travailleurs découragés est supérieure, chez les femmes, d'un tiers à une demie à celle enregistrée chez les hommes. En conséquence, la sous-représentation des femmes dans le chômage total de longue durée se transforme plutôt par une légère surreprésentation (lorsqu'on utilise notre définition la plus large du phénomène du découragement). C'est ce qu'indique le graphique 4-3. Le cercle extérieur (A) fait état de la répartition des divers groupes considérés dans la population active; le cercle intérieur (C) représente les parts qu'occupe chacun des groupes dans le chômage de longue durée, celles-ci étant établies directement à partir des chiffres observés (c'est-à-dire sans prendre en compte le chômage déguisé qui prend la forme d'un retrait d'activité); le cercle intermédiaire (B) corres-

pond à la répartition du chômage de longue durée lorsqu'on tient compte des retraits d'activité attribuables au découragement. Ce graphique permet d'illustrer notre conclusion fondamentale, à savoir que la mesure qui tient compte du phénomène du découragement modifie considérablement l'incidence relative du chômage de longue durée sur les divers groupes composant la population active. L'inclusion de ce chômage déguisé fait augmenter la contribution des femmes au chômage de longue durée et fait baisser celle des hommes.

Conclusion

Toute définition du chômage comporte un certain degré d'arbitraire. Dans le présent chapitre, nous analysons dans quelle mesure la prise en compte des retraits d'activité influe sur le calcul du taux de chômage. Ce qui importe ici, c'est de déterminer l'importance du chômage déguisé attribuable au découragement des travailleurs, c'est-à-dire de préciser le nombre de personnes en chômage qui cessent de chercher un emploi parce qu'elles ont l'impression qu'il s'agit là d'une activité futile dans un contexte économique donné, mais qui n'en continuent pas moins de vouloir un emploi et sont effectivement en chômage, mais non comptabilisées dans les statistiques officielles du chômage.

Le chômage déguisé peut être mesuré de différentes façons. Aux États-Unis, on établit une distinction entre les personnes inactives qui ont cessé de chercher un emploi pour des raisons liées aux conditions du marché du travail et les autres qui ont interrompu leurs recherches pour des motifs personnels. La première catégorie est généralement considérée comme étant la plus proche du concept du découragement. Si l'on y ajoute la seconde catégorie, il est évident que le nombre de personnes découragées s'accroît considérablement.

Au Canada, on dispose de deux types de données. La définition du découragement est moins restrictive dans l'enquête de mars qu'elle ne l'est dans l'enquête mensuelle sur la population active. En mars 1980, l'enquête mensuelle faisait état de 64 000 personnes qui désiraient obtenir un emploi, mais n'en cherchaient pas parce qu'elles pensaient qu'il n'y avait « pas de travail disponible », alors que le chiffre correspondant était de 111 000 personnes dans l'enquête supplémentaire.

Le fait de penser qu'il n'y a « pas d'emplois disponibles » n'est pas le seul facteur qui explique le découragement des travailleurs. Si l'on ajoute à ce nombre les personnes qui attendaient d'être rappelées au travail ou attendaient une réponse d'un employeur, on obtient une approximation du phénomène du découragement qui est relié, au moins théoriquement, au fonctionnement ou aux conditions du marché du travail. En mars 1980, ce chiffre serait de 150 000 personnes selon l'enquête mensuelle et de 225 000 personnes d'après l'enquête supplémentaire. Il s'agit là d'une définition étroite du phénomène du découragement, tel qu'il est mesuré traditionnellement. Ces chiffres seraient encore plus élevés si l'on y ajoutait les personnes découragées pour des raisons personnelles, ce qui correspondrait à une définition plus large du phénomène.

L'analyse chronologique effectuée dans le présent chapitre confirme notre hypothèse voulant que la définition étroite soit certainement beaucoup plus proche des estimations habituelles de la pénurie d'emplois que ne l'est la définition plus large. Comme l'essence du découragement a trait fondamentalement aux perceptions relatives à la pénurie ou à l'abondance d'emplois, nous préférons retenir la première définition. Nous constatons, par exemple, qu'une augmentation de 1 % du ratio emploi-population réduit la tendance à se retirer de la population active de quelque 31 % pour les personnes convaincues qu'il n'y a « pas d'emplois disponibles », mais de seulement 9 % lorsqu'on tient compte de l'ensemble des raisons données pour ne pas chercher un emploi, qu'elles soient liées à la situation de l'emploi ou de nature personnelle.

Les données sur les flux bruts ouvrent une nouvelle voie à l'estimation du chômage déguisé. Si l'on se fonde uniquement sur les retraits d'activité après trois ou cinq mois de chômage, nous estimons que, pour l'année 1980, le nombre de travailleurs découragés se situe, en moyenne chaque mois, entre 106 000 et 225 000. Ces chiffres s'inscrivent dans le cadre de la définition étroite du découragement et fournissent une meilleure base d'estimation du chômage déguisé qu'une définition plus large.

L'inclusion des travailleurs découragés entraîne non seulement une augmentation du taux de chômage, mais aussi une prolongation des périodes de chômage, puisque l'incidence du chômage de longue durée s'accroît. Le poids d'un chômage long semble donc être davantage répandu que ne l'indiquent les estimations habituelles de la durée du chômage fondées sur les définitions traditionnelles du chômage, et aussi différemment distribué de ce qu'elles laissent entendre.

Le chômage déguisé semble être un phénomène plus répandu chez les femmes. Le phénomène du découragement augmente plus le taux de chômage des femmes que celui des hommes. L'impact sur la durée moyenne des périodes de chômage est aussi remarquable. L'écart entre la durée moyenne du chômage des hommes et celle des femmes s'en trouve alors légèrement réduit.

5 Chômage et demande globale

Les deux chapitres précédents visaient à établir que le chômage de longue durée joue un rôle important dans l'établissement des taux de chômage observés. Cette conclusion est renforcée lorsqu'on tient compte du découragement des travailleurs face aux perspectives d'emploi. Dans le présent chapitre, nous étudions la sensibilité des périodes prolongées de chômage aux facteurs saisonniers, cycliques et structurels. La connaissance de la contribution de ces divers éléments est extrêmement importante pour établir des politiques. Si le chômage de longue durée est une composante essentielle du chômage global, la connaissance de ses causes est la clé pour établir des politiques de lutte contre le chômage. Dans le présent chapitre, notre principale hypothèse est que les conditions liées à la demande globale constituent les principaux déterminants du volume du chômage et de la contribution des périodes de longue durée. Nous soutenons que les variations de la demande globale agissent principalement sur la durée du chômage plutôt que sur sa fréquence.

Les arguments à l'appui de cette hypothèse sont élaborés en plusieurs étapes, et la méthodologie retenue est décrite pour chacune de ces étapes. Notre analyse est fondée sur des séries chronologiques et nous utilisons des données sur les flux bruts ainsi que d'autres données tirées de l'Enquête sur la population active. Nous étoffons d'abord notre approche fondée sur des fonctions de risque – approche qui est décrite au chapitre 3 – par une analyse de régression basée sur des séries chronologiques. Dans la section suivante, nous comparons deux situations différentes d'état stationnaire associées à un niveau supérieur et à un niveau inférieur de demande globale. Divers flux d'activité sont étudiés afin de déterminer leur incidence sur la fréquence et la durée des périodes de chômage. Ensuite, d'après des séries chronologiques allant de 1971 à 1980, nous déterminons l'incidence de variations cycliques significatives au niveau de la demande globale. Enfin, en résumant les analyses présentées dans les sections précédentes, nous tirons les principales conclusions qui se dégagent de ce chapitre.

Analyse statique comparative

Variations de la durée et de l'incidence

Dans la présente section, nous posons la question suivante : quel est le rôle des divers flux observés sur le marché du travail dans l'établissement du taux de chômage et ce, sous deux hypothèses différentes relativement à la demande globale ? Pour répondre à cette question, nous comparons deux situations d'état stationnaire représentant des niveaux différents de demande globale. Le choix des deux années retenues a été restreint par le fait que l'on disposait de données comparables sur les flux bruts uniquement pour la période 1976-1980. Au cours de cette période, l'année 1976 présente le taux de chômage le plus faible (7,1 %), et l'année 1978, le taux le plus élevé (8,4 %). Selon notre méthodologie, nous avons ensuite élaboré une description de l'état stationnaire pour chacune des deux années, puis comparé les résultats obtenus. Aux termes des hypothèses sous-jacentes, chacun des deux états est indépendant de l'autre et l'incidence des divers flux sur le marché du travail est imputable à des niveaux différents de la demande globale. Les limites imposées par ces hypothèses sont évaluées ci-après.

Les taux de chômage des deux années, soit 1976 et 1978, calculés à partir de la formule de l'état stationnaire présentée au chapitre 2 (équation 2.6), seraient de 6,7 et 7,7 %, respectivement (tableau 5-1). Sur cette base, l'écart entre les deux taux (un point de pourcentage) se rapproche du chiffre de 1,3 que révèlent les taux de chômage officiels publiés. Le tableau 5-1 indique que l'augmentation du taux de chômage en 1978 est due principalement à l'allongement de la durée moyenne du chômage, D_u, au cours de cette année. Ce facteur explique 69 % de la hausse du taux de chômage en 1978. Le reste, soit 31 %, est imputable à une incidence accrue du chômage, i_u. Ces deux composantes évoluent dans le même sens – c'est-à-dire qu'elles s'accroissent toutes deux – mais l'effet de la durée dépasse celui de l'incidence. Cette perception diffère quelque peu de la conception habituelle de la dynamique du chômage. Lorsque le chômage s'aggrave, l'attention du public est généralement axée sur l'augmentation des mises à pied. On tend cependant à oublier qu'au fur et à mesure que les possibilités d'emploi diminuent, de plus en plus de personnes se joignent aux rangs des chômeurs, et chacune de ces personnes prendra plus de temps à se trouver un emploi. Ce phénomène est encore plus important chez les femmes puisqu'elles souffrent relativement moins des mises à pied lorsque les conditions économiques se détériorent, de sorte que l'incidence du chômage chez elles s'accroît relativement moins que chez les hommes.

Tableau 5-1

Variation du taux de chômage, 1976 à 1978

En pourcentage

	Taux de chômage en état stationnaire			Proportion de l'écart dû à	
	1976	1978	Écart	Incidence	Durée
Les deux sexes	6,71	7,74	1,03	30,5	69,5
Hommes	6,21	7,10	0,89	31,7	68,3
Femmes	7,54	8,74	1,20	26,6	73,4

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada

Le tableau 5-2 élargit la perspective de la comparaison en y intégrant la dimension de l'emploi'. On y trouve confirmées l'incidence plus forte du chômage et l'incidence plus faible de l'emploi que nous avions prévues. Une augmentation de l'incidence du chômage signifie qu'une plus grande proportion des chômeurs est constituée de personnes qui viennent d'entrer en chômage. Ce facteur devrait, en soi, abréger la durée moyenne du chômage. Cependant, comme les personnes en chômage ont généralement plus de difficulté à trouver un emploi lorsque la situation économique est défavorable, la durée moyenne de leur période de chômage s'allonge et représente une part plus importante du chômage que ne le fait l'accroissement des entrées dans le groupe des chômeurs. En ce qui concerne l'emploi, son incidence est plus faible, principalement à cause des restrictions imposées sur le plan de l'embauche, et la durée de l'emploi s'allonge pour diverses raisons. La réduction des flux vers l'emploi entraîne une réduction du nombre des personnes ayant une faible ancienneté d'emploi ce qui modifie la pondération des durées des périodes de chômage en faveur des personnes qui détiennent un emploi depuis plus longtemps. Par ailleurs, la pratique des mises à pied protège généralement les travailleurs ayant plus d'ancienneté. De plus, les personnes qui occupent un emploi tiennent encore davantage à le conserver et ont moins tendance à démissionner lorsque les conditions du marché de l'emploi ne sont pas favorables. Les variations relatives de la durée du chômage et de l'emploi sont plus prononcées chez les femmes que chez les hommes lorsque la situation économique se détériore, ce qui confirme le phénomène observé précédemment.

Contribution des divers flux d'activité

Nous avons vu que le taux de chômage, *u*, d'un groupe peut s'accroître soit par suite d'une augmentation des entrées en chômage, soit par le prolongement des périodes de chômage. Ces deux éléments sont directement soumis à l'influence du comportement des divers flux dont nous avons traité en rapport avec le tableau 2-3 du chapitre 2. La contribution de chacun des flux à l'écart entre les taux de chômage des deux années, 1976 et 1978, est établie à partir de l'équation 2.12. Les estimations de ces contributions sont présentées au tableau 5-3. Comme le taux d'emploi, *e*, correspond tout simplement à $1 - u$, la contribution de chacun des flux à l'écart par rapport au taux d'emploi peut être déduite de notre analyse du taux de chômage.

Comme on pouvait s'y attendre, l'augmentation des mises à pied, *eu*, et la réduction des activités d'embauche, *ue*, conduisent à une hausse du taux de chômage; cela correspond aux résultats obtenus précédemment à partir du tableau 5-2. Ce que fait

Tableau 5-2

Contribution de l'incidence et de la durée aux variations des taux de chômage et d'emploi, 1976 à 1978

En pourcentage

	Taux de chômage en 1976*	Variation en 1978†	Variation relative du chômage		Variation relative de l'emploi	
			Incidence	Durée	Incidence	Durée
Les deux sexes	6,71	+1,03	+4,2	+10,0	-7,7	+7,1
Hommes	6,21	+0,89	+4,4	+ 9,6	-6,5	+6,0
Femmes	7,54	+1,20	+4,1	+11,7	-9,9	+9,6

*Le taux d'emploi est le complément du taux de chômage
†La variation du taux d'emploi correspond, en valeur absolue, à la variation du taux de chômage, mais affiche le signe contraire
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Tableau 5-3

Contribution des flux d'activité à la variation du taux de chômage, 1976 à 1978

En points de pourcentage

	Flux d'activité					Variation totale
	eu	*en*	*ue*	*un*	*pne*	
Les deux sexes	0,15	-0,38	0,44	0,22	0,60	1,03
Hommes	0,20	-0,31	0,39	0,16	0,44	0,89
Femmes	0,09	-0,54	0,50	0,32	0,84	1,20

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada

ressortir le tableau 5-3, cependant, est le rôle joué par les personnes non actives, selon diverses situations économiques, c'est-à-dire l'influence des taux de transition *en* et *un*, ainsi que de *pne* (se référer au chapitre 2 pour une définition de ces variables).

Lorsque la conjoncture économique se détériore, les travailleurs ont moins tendance à quitter leur emploi volontairement et la probabilité d'une transition de l'emploi vers un retrait d'activité, *en*, tend à s'atténuer pour tous les groupes et entraînerait, toutes choses égales par ailleurs, une baisse du taux de chômage observé. Au tableau 5-3, nous observons que c'est là le seul flux qui abaisse l'écart entre les taux de chômage des deux années. En période de récession, les personnes en chômage doivent demeurer dans cette situation plus longtemps, si bien que leur découragement peut ne se manifester qu'après une période de recherche plus longue. La probabilité de quitter la population active, *un*, diminue, alors que le taux de maintien en chômage, *uu*, s'élève rapidement, entraînant une augmentation du *nombre* total de travailleurs découragés. De plus, le ralentissement des activités d'embauche touche fortement les personnes qui entrent (ou reviennent) sur le marché du travail, de sorte que les chances de trouver un emploi au moment où l'on se joint à la population active diminuent aussi, ce qui est survenu entre 1976 et 1978 lorsque *pne* a baissé. Par conséquent, le flux *pne* est celui qui a contribué le plus à l'augmentation du taux de chômage. Une détérioration de *pne* signifie que la file des chômeurs s'allonge.

L'explication que nous avons donnée, dans la présente section, des rôles respectifs de l'incidence et de la durée comporte de toute évidence certaines limites, principalement en raison de l'approche statique sous-jacente et de l'hypothèse d'indépendance des deux états comparés. Ces limites sont contraignantes parce que l'évolution de la conjoncture économique dépend en partie de la situation initiale et en partie de sa dynamique subséquente. De plus, la comparaison des deux années 1976 et 1978 n'est pas entièrement satisfaisante puisque l'année 1978 représentait davantage une pause au cours d'une longue période d'expansion (d'avril 1975 à octobre 1979) qu'un véritable creux cyclique. Le nombre moyen de personnes occupées en 1978 était supérieur de 3,4 % à celui de l'année précédente; l'augmentation du chômage doit donc être imputée essentiellement à une très forte croissance de la population active[2], surtout chez les femmes (+6,0 %). En raison de ces limites, qui peuvent biaiser nos affirmations, nous avons également procédé à une analyse de séries chronologiques à l'aide d'autres données; c'est là l'objet de la section suivante.

Les facteurs qui influent sur le chômage de longue durée

L'objet de la présente section est d'explorer les facteurs qui contribuent aux variations du nombre de personnes en chômage prolongé et de la proportion dans laquelle ces personnes contribuent au chômage total. La question clé est celle du rôle de la demande globale. Pour isoler le rôle de ce facteur, nous devons aussi considérer explicitement les facteurs structurels et saisonniers. À cette fin, nous utilisons les séries chronologiques mensuelles – tirées de l'EPA – sur le nombre de personnes en chômage, selon les diverses catégories de durée du chômage, pour la période allant de janvier 1971 à décembre 1980. La durée du chômage est calculée jusqu'à la date de l'enquête et représente donc des périodes de chômage en cours. Comme nous ne mesurons pas la durée moyenne, le biais de durée inhérent à ces données n'est pas trop important.

Le modèle

La variable dépendante qui nous intéresse le plus est donnée par le ratio du nombre de personnes en chômage depuis plus de six mois (27 semaines et plus) au nombre total des personnes en chômage (U_6/U_T). Le comportement de ce ratio au fil de l'évolution du cycle économique est comparé aux variations observées dans les entrées en chômage (U_1). Ces dernières peuvent être saisies par le ratio du nombre de personnes qui ont été en chômage depuis un mois ou moins au nombre total de personnes en chômage (U_1/U_T). Comme les valeurs des numérateurs ou du dénominateur peuvent varier, nous devons aussi examiner le comportement de chacune de ces variables indépendamment.

Il convient d'abord de choisir une variable appropriée pour décrire l'évolution de la situation économi-

que. Pour les raisons mentionnées au chapitre précédent, nous avons utilisé le ratio emploi-population (*EPR*) pour représenter l'état de la demande globale. Pour tenir compte des décalages, la variable *EPR* est introduite dans la formulation avec des retards d'Almon. Ces décalages se répartissent sur une période de 12 mois. Nous utilisons un polynôme du deuxième degré pour tenir compte d'un changement possible dans la direction de l'incidence de la demande globale.

Comme nos données se présentent sous forme de séries chronologiques mensuelles et que nous nous intéressons surtout à l'incidence cyclique, il nous faut tenir explicitement compte des facteurs saisonniers. Nous introduisons donc une série de variables dichotomiques mensuelles, *MD*. L'indicateur cyclique, *EPR*, est aussi introduit sous une forme désaisonnalisée. De même, une série de variables dichotomiques annuelles, *YD*, est introduite pour prendre en compte les facteurs structurels spécifiques à chacune des années sur lesquelles portent les données. Le modèle qui en résulte peut être formulé de la façon suivante :

$$U_t = \alpha + \sum_{i=1}^{11} \beta_i MD_i + \sum_{j=1}^{8} \gamma_j YD_j + \sum_{k=0}^{12} \partial_k EPR_{t-k} + \epsilon \qquad (5.1)$$

où

α, β, γ et ∂ = les coefficients de régression à estimer,
MD_i = une variable dichotomique mensuelle, septembre étant considéré comme le mois de référence,
YD_j = une variable dichotomique annuelle, 1973 étant l'année de référence,
EPR = le ratio emploi-population désaisonnalisé pour l'ensemble de la population en âge de travailler, et
ϵ = terme aléatoire.

Dans l'équation 5.1, la variable dépendante U_t peut être U_T, U_1 ou U_6 en nombre de chômeurs considérés, ou encore U_1/U_T ou U_6/U_T sous forme d'un ratio. Notre analyse révèle que la proportion des personnes en chômage prolongé, ainsi que les entrées relatives en chômage, sont deux éléments touchés significativement par l'évolution des facteurs saisonniers, cycliques et structurels. Les estimations obtenues par régression sont relevées dans les tableaux 5-4 à 5-6.

Facteurs saisonniers et structurels

Les coefficients saisonniers du tableau 5-4 sont décrits au graphique 5-1. Les entrées en chômage présentent un caractère saisonnier marqué, les mois de janvier, juin et juillet enregistrant les entrées les plus importantes. Les tendances observées chez les hommes et chez les femmes diffèrent considérablement et masquent des différences supplémentaires selon les groupes d'âge, différences que nous étudierons au chapitre 7. Pour le moment, nous notons que, chez les hommes, les fluctuations mensuelles sont très importantes; il existe deux saisons d'entrée en chômage, l'une débutant en octobre et se terminant en janvier, l'autre en juin et juillet. Le mois d'août présente le taux d'entrée le plus faible. C'est à partir d'octobre que l'incidence du chômage s'accroît puisque certains secteurs d'activité connaissent alors leur baisse saisonnière. Cela se poursuit par des entrées inférieures à la moyenne en février et en mars. Les entrées en chômage augmentent de nouveau en juin et juillet, puis sont suivies d'une forte baisse en août. Par contre, les entrées en chômage des femmes enregistrent un sommet en septembre. Ensuite elles diminuent au fur et à mesure qu'avance l'automne. C'est en décembre que le nombre d'entrées est le plus faible, principalement en raison du faible niveau des entrées dans la population active en ce temps de l'année.

Il est étonnant de constater que même le nombre de personnes en chômage prolongé présente une nature saisonnière bien marquée, quoique limitée comparée aux entrées en chômage (graphique 5-2). Dans ce cas, la tendance est très semblable chez les hommes et chez les femmes, bien qu'elle ne soit pas aussi prononcée chez ces dernières. Le nombre de personnes en chômage prolongé commence à s'accroître au-delà du niveau de référence en mars et demeure supérieur à ce niveau pendant tout l'été. Pendant l'hiver, ce nombre est inférieur au point de référence. Cette tendance semble traduire l'évolution des entrées en chômage avec un décalage de six mois.

Le graphique 5-3 présente les coefficients des variations saisonnières pour l'ensemble des personnes en chômage. On observe une chute marquée de ce coefficient pendant l'été et au début de l'automne. Il commence à s'accroître en novembre et se maintient à des niveaux élevés pendant tout l'hiver. Il est étonnant de constater que les fluctuations sont de faible amplitude dans le cas des femmes; en fait, leurs coefficients saisonniers ne sont significatifs que

Tableau 5-4

Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre de personnes nouvellement en chômage, 1972-1980

	Variable dépendante — personnes nouvellement en chômage					
	Nombre			Ratio par rapport au nombre total de personnes en chômage		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Constante	-282 111	-130 510	-151 573	-126,70*	-130,00**	-131,38**
Janvier	27 921*	40 792*	-12 872*	-3,64*	-2,79*	-4,07*
Février	-34 340*	-3 964	-30 376*	-11,27*	-11,50*	-10,19*
Mars	-37 481*	-5 677	-31 804*	-11,66*	-11,85*	-10,34*
Avril	-26 991*	1 110	-28 101*	-9,37*	-9,71*	-7,82*
Mai	-18 019*	1 328	-19 347*	-5,78*	-6,30*	-4,38*
Juin	4 647	14 940*	-10 293*	-1,56	-0,99	-1,90**
Juillet	14 792**	17 949*	-3 158	-1,37	-0,73	-1,89**
Août	-38 395*	-13 776*	-24 619*	-7,55*	-6,12*	-9,13*
Septembre	—	—	—	—	—	—
Octobre	-15 178**	1 758	-16 936*	-2,30*	-0,36	-4,67*
Novembre	-953	19 906*	-20 859*	-2,17*	0,71	-6,42*
Décembre	-6 195	30 501*	-36 696*	-4,96*	-1,41	-10,65*
1972	13 929	10 284	3 645	1,82	1,73	2,70
1973	—	—	—	—	—	—
1974	-181	-100	-80	-1,69	-1,89	-1,35
1975	30 695*	20 410*	10 286	-3,39**	-2,85	-4,24*
1976	98 810*	41 014*	57 797*	3,27**	3,68**	2,02
1977	132 323*	59 909*	72 415*	2,66	3,28	1,27
1978	131 756*	56 058*	75 700*	-0,61	-0,63	-1,53
1979	121 735*	48 461*	73 276*	-1,44	-1,23	-2,74
1980	131 479*	57 663*	73 819*	-3,08	-3,05	-4,31
EPR décalé						
∂_0	3 809	1 801	2 008	0,92*	0,99*	0,95*
∂_1	2 882	1 366	1 516	0,73*	0,78*	0,76*
∂_2	2 061	981	1 080	0,56*	0,59*	0,58*
∂_3	1 346	645	701	0,41*	0,43*	0,43*
∂_4	736	359	378	0,28*	0,28*	0,29*
∂_5	232	121	111	0,71	0,16	0,18
∂_6	-166	-66	-100	0,08	0,06	0,08
∂_7	-459	-205	-255	0,01	-0,01	0,01
∂_8	-647	-294	-353	-0,04	-0,06	-0,04
∂_9	-729	-334	-395	-0,08	-0,10	-0,07
∂_{10}	-705	-325	-380	-0,09	-0,11	-0,09
∂_{11}	-576	-266	-310	-0,08	-0,09	-0,08
∂_{12}	-341	-158	-183	-0,05	-0,06	-0,05
∂_{13}	0	0	0	0	0	0
Total ($\Sigma\partial_k$)	7 445	3 627	3 817	2,83*	2,86*	2,96*
$\bar{R}^2$	0,9456	0,8971	0,9628	0,8843	0,8821	0,8223
DW	1,98	1,85	2,24	1,71	1,65	1,71

*Significatif à 5 %.
**Significatif à 10 %.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données fournies par Statistique Canada.

pendant quelques mois, soit avril, mai et décembre, alors qu'ils sont faibles, et août, alors que le coefficient est élevé (tableau 5-6). Les hommes présentent de toute évidence des variations saisonnières importantes en ce qui concerne le nombre de personnes en chômage : les variations saisonnières elles-mêmes

Tableau 5-5

Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre de personnes en chômage prolongé, 1972-1980

	Variable dépendante — personnes en chômage prolongé					
	Nombre			Ratio par rapport au nombre total de personnes en chômage		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Constante	1 362 288*	799 525*	562 746*	166,70*	149,28*	186,63*
Janvier	-9 447*	-8 058*	-1 388	-4,73*	-7,94*	-0,04
Février	-888	-2 776	1 888	-3,66*	-6,99*	1,47*
Mars	10 679*	3 199	7 481*	-2,37*	-5,86*	2,98*
Avril	21 640*	13 312*	8 328*	-0,31	-3,23*	3,96*
Mai	21 537*	15 152*	6 385*	1,22*	-0,47	3,22*
Juin	17 240*	12 778*	4 451*	0,87**	0,16	1,69*
Juillet	12 253*	10 722*	1 532	0,26	-0,17	0,46
Août	7 694*	6 764*	930	0,28	0,43	0,15
Septembre	—	—	—	—	—	—
Octobre	-3 522	-2 586	-935	-0,52	-1,24*	0,27
Novembre	-4 874	-2 988	-1 885	-1,90*	-3,41*	-0,12
Décembre	-7 246**	-4 855	-2 390	-3,12*	-5,77*	-0,35
1972	-5 552	2 030	-7 582*	0,06	0,39	-0,57
1973	—	—	—	—	—	—
1974	15 036*	7 398**	7 638*	1,38**	1,00	1,90**
1975	40 010*	22 039*	17 971*	2,51*	1,60	4,15*
1976	54 122*	18 080*	36 042*	2,27*	0,91	4,59*
1977	82 452*	32 494*	49 958*	4,22*	2,55*	6,96*
1978	119 639*	54 046*	65 592*	6,89*	5,42*	9,44*
1979	123 993*	55 689*	68 303*	8,61*	6,66*	11,59*
1980	147 730*	72 161*	75 567*	11,32*	9,31*	14,41*
EPR décalé						
∂_0	-4 431*	-2 840*	-1 590*	-0,16	-0,12	-0,12
∂_1	-3 840*	-2 414*	-1 427*	-0,20	-0,16	-0,19
∂_2	-3 291*	-2 021*	-1 270*	-0,23*	-0,20**	-0,24**
∂_3	-2 784*	-1 664*	-1 120*	-0,26*	-0,22*	-0,29*
∂_4	-2 318*	-1 341*	-977*	-0,27*	-0,23*	-0,31*
∂_5	-1 894*	-1 053*	-840*	-0,28*	-0,24*	-0,33*
∂_6	-1 511*	-800*	-711*	-0,27*	-0,24*	-0,33*
∂_7	-1 171*	-582	-589*	-0,26*	-0,23*	-0,32*
∂_8	-871**	-398	-473**	-0,24*	-0,21*	-0,30*
∂_9	-614	-249	-365	-0,21*	-0,19*	-0,27*
∂_{10}	-398	-135	-263	-0,17*	-0,15*	-0,22*
∂_{11}	-224	-55	-169	-0,12*	-0,11*	-0,16*
∂_{12}	-91	-10	-81	-0,07*	-0,06*	-0,09*
∂_{13}	0	0	0	0	0	0
Total ($\Sigma\partial_k$)	-23 437*	-13 562*	-9 875*	-2,74*	-2,37*	-3,18*
$\bar{R}^2$	0,9294	0,8302	0,9596	0,8366	0,8808	0,7035
DW	1,20	1,03	1,39	1,39	1,44	1,45

*Significatif à 5 %.
**Significatif à 10 %.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données fournies par Statistique Canada.

expliquent un écart de 185 000 personnes en chômage entre le niveau élevé du premier trimestre et le niveau le plus faible de septembre. Cette variation saisonnière représente plus des deux cinquièmes du nombre moyen d'hommes en chômage au cours de la décennie, soit 430 000 hommes.

Tableau 5-6

Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre total de personnes en chômage, 1972-1980

	Variable dépendante — nombre de personnes en chômage		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Constante	1 554 253**	676 720	877 541*
Janvier	179 559*	184 706*	-5 148
Février	179 935*	187 184*	-7 249
Mars	180 148*	184 605*	-4 456
Avril	148 595*	163 187*	-14 591*
Mai	82 743*	97 530*	-14 787*
Juin	68 314*	68 053*	260
Juillet	69 006*	64 941*	4 065
Août	37 766*	27 365*	10 400**
Septembre	—	—	—
Octobre	-1 180	8 823	-10 003
Novembre	43 204*	53 388*	-10 184
Décembre	86 910*	112 714*	-25 803*
1972	5 587	22 220	-16 634**
1973	—	—	—
1974	13 301	-2 840	16 141**
1975	167 797*	93 765*	74 032*
1976	241 577*	58 562*	183 015*
1977	352 577*	113 750*	238 827*
1978	436 044*	159 204*	276 840*
1979	392 374*	121 925*	270 450*
1980	427 347*	144 669*	282 679*
EPR décalé			
∂_0	-12 703*	-10 612*	-2 091
∂_1	-9 463*	-7 588*	-1 875
∂_2	-6 601*	-4 932*	-1 669
∂_3	-4 115*	-2 644**	-1 471**
∂_4	-2 007	-724	-1 283**
∂_5	-275	828	-1 103
∂_6	1 079	2 012	-933
∂_7	2 056	2 829*	-773
∂_8	2 656	3 277*	-621
∂_9	2 879	3 358*	-478
∂_{10}	2 725	3 070*	-345
∂_{11}	2 194	2 415*	-221
∂_{12}	1 285	1 391*	-106
∂_{13}	0	0	0
Total ($\Sigma\partial_k$)	-20 290	-7 321	-12 969**
$\bar{R}^2$	0,9669	0,9441	0,9850
DW	0,92	0,96	1,12

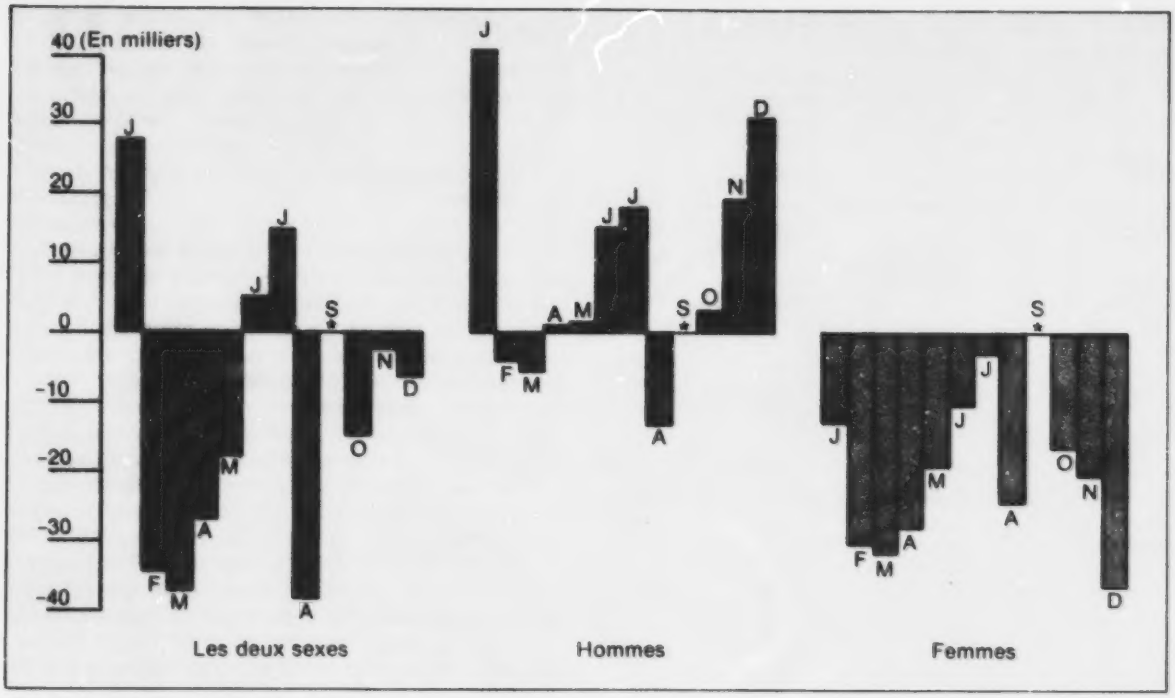
*Significatif à 5 %.
**Significatif à 10 %.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données fournies par Statistique Canada.

Outre ce facteur saisonnier, l'aspect structurel du chômage est important, puisque nous avons contrôlé les fluctuations cycliques. Cependant, l'évolution de ce facteur n'est pas le même pour les trois séries chronologiques (voir les tableaux 5-4 à 5-6). Un élément est quand même commun, à savoir la rupture qui s'opère entre 1975 et 1976; cette rupture est probablement attribuable, en grande partie, à l'introduction de nouvelles méthodes d'enquête et de nouvelles définitions à cette époque. Le fait que les femmes semblent plus affectées que les hommes, quelle que soit la série analysée, renforce cette opinion, puisque nous savons que la nouvelle enquête modifie essentiellement la prise en compte de leur comportement sur le marché du travail. Cependant, à partir de 1977, les coefficients des diverses séries évoluent différemment. Les facteurs structurels ont une incidence neutre sur le nombre de personnes nouvellement en chômage (tableau 5-4) : le flux mensuel des entrées en chômage attribuable à des facteurs structurels demeure essentiellement constant de 1977 à 1980, tant pour les hommes que pour les femmes, mais sensiblement plus élevé chez les femmes. À cet égard, l'évolution du chômage total (tableau 5-6) n'est pas évidente, bien qu'elle semble à la hausse; toutefois il convient de souligner que le chômage structurel chez les femmes est presque deux fois supérieur à celui des hommes (283 000 femmes contre 145 000 hommes en 1980). L'évolution des séries sur le chômage prolongé est très différente de celle des deux autres (tableau 5-5). Dans ce cas, l'aspect structurel affiche sans équivoque une tendance à la hausse du même ordre de grandeur pour les deux sexes. Même la proportion du chômage total attribuable au chômage de longue durée s'accroît rapidement au cours des années observées. Nous ne pouvons pas écarter l'hypothèse selon laquelle l'économie canadienne aurait subi des changements structurels durant les années 70, qui auraient eu pour effet d'aggraver la situation du marché du travail. Certains économistes sont d'avis que le « taux de chômage naturel » se serait accru substantiellement au cours de cette période, par rapport aux années 60 (Fortin et Newton, 1982).

Si l'on compare les coefficients des trois équations, on peut réussir à décomposer ce que l'on qualifie d'une augmentation structurelle du chômage. De 1976 à 1980, le nombre de personnes « structurellement » en chômage s'est accru de 186 000. De ce total, plus de la moitié représente une augmentation « structurelle » du nombre des personnes en chômage prolongé (54 000 hommes et 40 000 femmes), et moins de 20 % s'explique par une hausse « structurelle » de l'incidence du chômage, celle-ci étant représentée par le nombre de personnes en chômage depuis moins d'un mois[3]. Ce résultat pourrait être le point de départ de recherches ultérieures sur l'aug-

Graphique 5-1

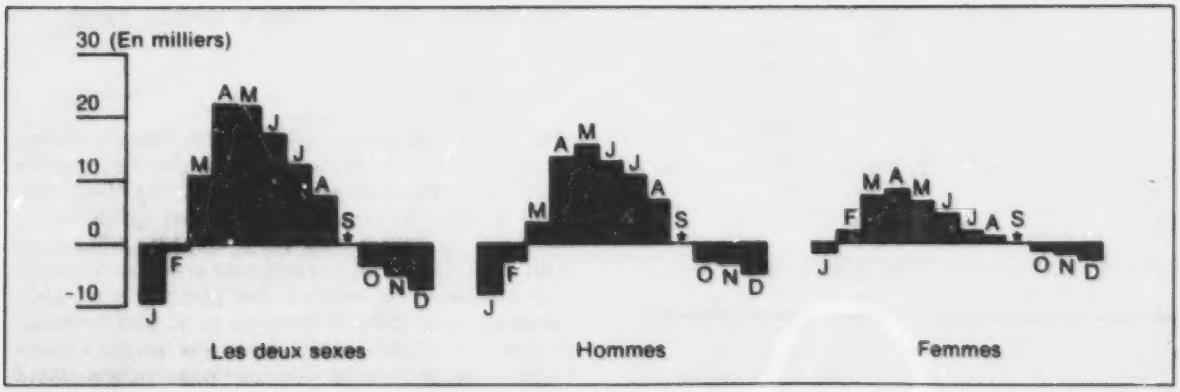
Incidence des variations saisonnières sur le nombre de personnes nouvellement en chômage*



*Septembre est le mois de référence.
SOURCE Tableau 5-4.

Graphique 5-2

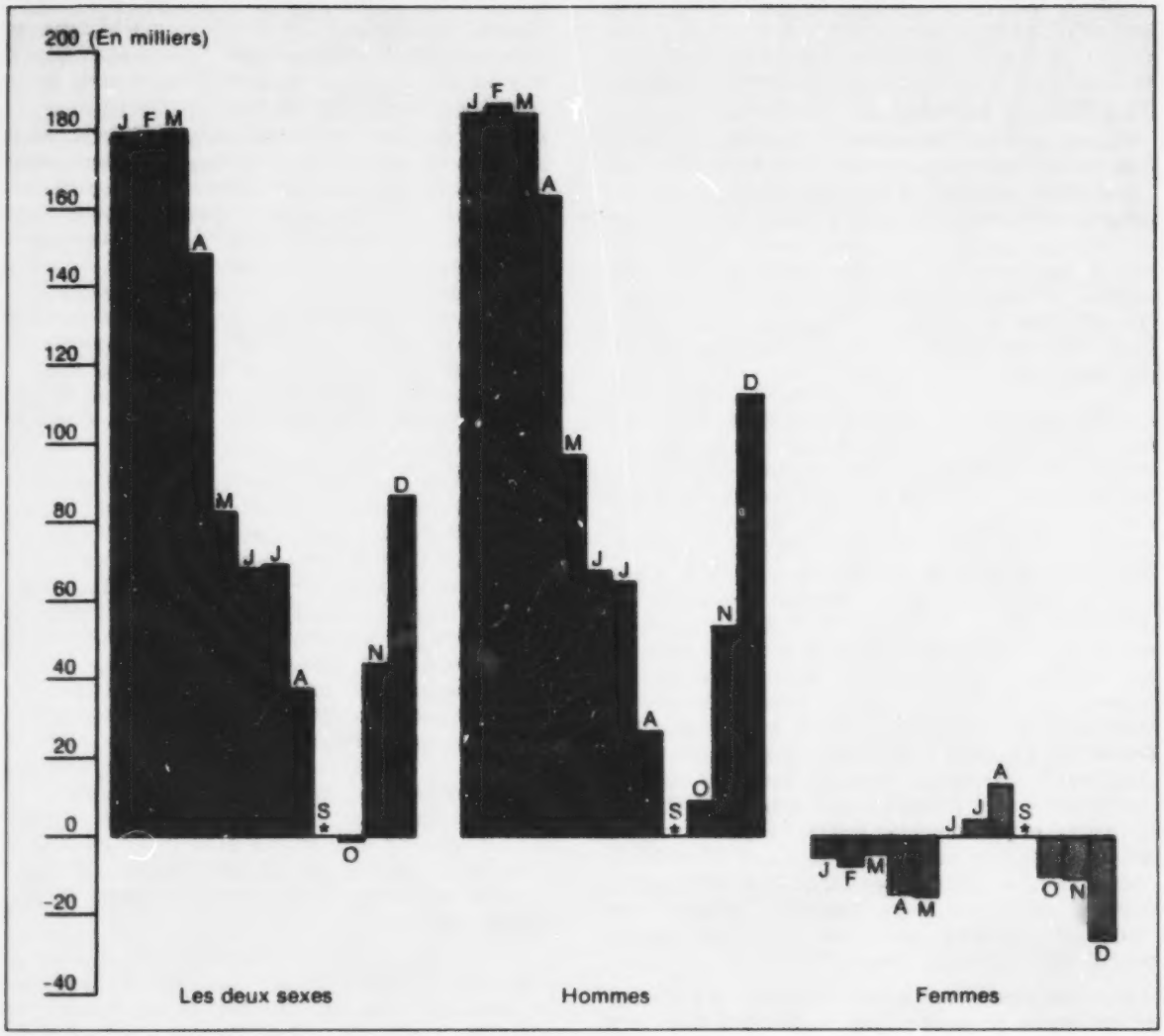
Incidence des variations saisonnières sur le nombre de personnes en chômage prolongé*



*Septembre est le mois de référence.
SOURCE Tableau 5-5.

Graphique 5-3

Incidence des variations saisonnières sur le nombre total de personnes en chômage*



*Septembre est le mois de référence.
SOURCE Tableau 5-6.

mentation du chômage structurel dans l'économie canadienne au cours de la dernière décennie.

Incidence cyclique

On pourrait s'attendre à ce que, allant de pair avec une augmentation du ratio emploi-population, qui reflète une croissance de l'activité économique, le nombre de personnes en chômage diminue. Cet effet pourrait être instantané, en ce sens qu'il pourrait se produire au cours du même mois, ou se répartir sur plusieurs mois. Les tableaux 5-4 à 5-6 présentent les coefficients de régression associés à l'effet produit chaque mois, lorsque l'on enregistre une augmentation de un point de pourcentage de la variable *EPR* pendant le mois de référence. Comme l'on pouvait s'y attendre, le nombre des personnes en chômage est négativement relié à la variable *EPR* (tableau 5-6); une amélioration du climat économique réduit le nombre de personnes en chômage pendant les

quatre premiers mois, et une détérioration de la situation économique accroît le nombre de personnes en chômage pendant les mêmes mois. Ces coefficients mensuels sont statistiquement significatifs et excluent l'incidence saisonnière et structurelle. Après le cinquième mois, la relation devient positive, mais les coefficients ne sont pas statistiquement significatifs. L'incidence nette demeure négative.

La relation entre les entrées en chômage, U_1, et la variable *EPR* est positive, mais statistiquement non significative (tableau 5-4). L'amélioration de la situation économique tendrait à accroître les entrées en chômage, alors que son aggravation serait associée à une diminution de ces mêmes entrées. Mais puisque ce résultat n'est pas significatif, il faut en conclure que les entrées en chômage sont relativement insensibles aux variations du ratio emploi-population (*EPR*).

Cette conclusion, qui paraît contraire à ce que nous aurions intuitivement pensé, peut résulter de deux influences opposées de la situation économique sur les divers types de flux vers le chômage. On s'attend, par exemple, à ce que les mises à pied diminuent lorsque la demande globale s'améliore, réduisant d'autant les entrées en chômage. Cette même conjoncture peut toutefois entraîner, de différentes façons, une augmentation du nombre de personnes en chômage. Certains travailleurs peuvent, par exemple, démissionner pour rechercher un meilleur emploi. Il est en effet reconnu que les démissions suivent l'évolution du cycle économique. De même, les travailleurs qui étaient découragés de la situation du marché du travail peuvent, par suite de l'amélioration des perspectives d'emploi, revenir sur ce marché et recommencer à chercher activement un emploi, parfois en se trouvant dans une situation de chômage. Ces deux séries opposées d'influences peuvent, dans une large mesure, s'annuler l'une l'autre et expliquer que nous ayons obtenu un résultat statistiquement non significatif.

Étudions maintenant le comportement des entrées en chômage en proportion du nombre total des personnes en chômage, soit le ratio U_1/U_T. Si U_1 suit le cycle économique, alors que U_T connaît une évolution anticyclique, comme nous l'avons décrit plus haut, il y aura une très forte corrélation positive entre la variable U_1/U_T et *EPR*. C'est précisément ce que nous observons dans les trois dernières colonnes du tableau 5-4. La relation positive est alors statistiquement significative. Comme nous savons que U_1 est moins sensible à *EPR* que ne l'est U_T, le comportement de U_1/U_T est largement déterminé par l'incidence des variations de la demande globale sur U_T. Le principal effet de la conjoncture sur le chômage s'explique donc par la rapidité avec laquelle les personnes à la recherche d'un emploi quittent le chômage, lorsque les conditions économiques s'améliorent, et l'allongement de leur période de chômage lorsque les conditions économiques se détériorent. En d'autres termes, l'évolution de la situation économique agit davantage sur la durée du chômage que sur son incidence. C'est précisément le résultat que nous avons obtenu lorsque nous avons comparé deux situations d'état stationnaire.

Cette conclusion se trouve renforcée lorsque nous étudions l'autre extrémité du spectre des durées d'emploi. Le tableau 5-5 montre que le nombre de personnes en chômage prolongé est négativement associé aux mouvements de *EPR* et que la relation est statistiquement très significative. Au fur et à mesure que s'accroît le ratio emploi-population, le nombre de personnes en chômage prolongé diminue. L'incidence est significative non seulement pendant le même mois, mais pendant les huit mois qui suivent. Cette incidence négative se prolonge pendant les mois ultérieurs, mais elle n'est plus statistiquement significative.

Le groupe des personnes en chômage prolongé est-il plus sensible à l'évolution du cycle économique que ne le sont les autres groupes de personnes en chômage ? C'est à cette question que nous répondons dans les trois dernières colonnes du tableau 5-5. Une augmentation d'un point de pourcentage de la demande globale, *EPR*, fait baisser la proportion de personnes en chômage prolongé de 2,7 points de pourcentage. Une amélioration de la demande globale réduit proportionnellement plus le nombre de personnes en chômage prolongé que le chômage total; U_6/U_T diminue et cette relation négative est statistiquement significative. Cette incidence se manifeste deux mois après le changement observé dans la situation économique et se maintient pour le reste de la période de 12 mois étudiée. L'impact maximal se fait cependant sentir au cours du cinquième mois.

En ce qui concerne l'incidence cyclique sur le chômage de longue durée, il est peut-être étonnant de constater que les hommes et les femmes ne présentent pas de comportements extrêmement différents. Les constatations que nous venons de faire pour l'ensemble de la population semblent tenir pour ces deux groupes, à l'exception de quelques différences mineures. Nous devons cependant rappeler que ce n'est pas le cas pour les incidences saisonnières et structurelles.

Conclusion

Dans les chapitres 3 et 4, nous avions mis en relief le rôle du chômage de longue durée dans la détermination des niveaux de chômage officiellement mesu-

rés. Considérant ce rôle, le chômage de longue durée est-il sensible aux conditions de la demande globale ? Cette question a été étudiée dans le présent chapitre. Pour ce faire, nous avons utilisé diverses méthodes et diverses sources de données. Nous en concluons que le chômage de longue durée est de nature très cyclique. Le nombre de personnes en chômage de longue durée réagit proportionnellement plus que celui de l'ensemble des personnes en chômage aux fluctuations de la conjoncture économique. De plus, certains facteurs structurels ont accru la manifestation du chômage de longue durée au cours des années 70; les éléments de nature saisonnière jouent aussi un certain rôle. Les conséquences de ces conclusions au niveau de l'élaboration des politiques sont évidentes. Les tentatives visant à diminuer les niveaux observés de chômage atteindraient davantage leur but si elles étaient axées sur le groupe des personnes en chômage prolongé. L'incidence de ce chômage peut être réduite par le biais de politiques touchant la demande globale, mais nous avons aussi mis en relief la nécessité de politiques structurelles. L'analyse montre cependant clairement que le chômage au Canada ne peut être traité exclusivement comme un problème de mauvais ajustement structurel.

6 Caractéristiques de l'emploi dans l'économie canadienne

Dans les trois chapitres précédents, nous avons exploré les limites de la thèse d'un chômage de mobilité au Canada. La forte proportion des périodes de chômage de courte durée peut sembler constituer une force favorisant l'équilibre sur le marché du travail, mais ces périodes ne peuvent être considérées comme très influentes si leur contribution au chômage total est plutôt limitée. L'importance des périodes de chômage de longue durée est encore plus grande si l'on tient compte du chômage déguisé. Ainsi, l'importance quantitative des flux ayant le chômage comme destination ou comme origine et l'existence du découragement restreignent la signification de la mobilité apparente sur le marché du travail. Il convient à présent de se demander dans quelle mesure les caractéristiques de l'emploi influencent la détermination du chômage. Dans le présent chapitre, nous étudions l'aspect emploi du marché du travail. Cette analyse renforce nos conclusions au sujet de la mobilité sur le marché du travail, conclusions tirées de l'étude du chômage et du découragement. Contrairement au portrait que dégage l'observation des flux, l'étude des durées d'emploi au Canada permet de mettre en évidence une certaine permanence des emplois. Bien que l'on relève un grand nombre de périodes d'emploi relativement courtes, la période moyenne d'emploi est très longue. Ainsi, l'emploi se caractériserait-il plus par la permanence que par un taux de rotation rapide ? Si cette description est exacte, elle a des conséquences importantes en ce qui concerne tant la nature du chômage que les politiques relatives au marché du travail. Les conséquences au niveau des politiques seront reprises dans le chapitre des conclusions.

Dans le présent chapitre, nous traiterons plus à fond du concept de « permanence » que nous venons d'évoquer. Notre analyse débute par une description des tendances globales de l'emploi au Canada au cours des dernières années. Ensuite, nous estimons la durée de périodes complètes d'emploi dans des conditions d'état stationnaire. Les résultats permettent alors d'appuyer l'hypothèse maintenant bien connue voulant que ces périodes soient brèves. Cet aspect n'est cependant pas celui qui nous permet le mieux de répondre à la question suivante : quelle est la durée éventuelle d'une période d'emploi actuellement en cours ? Pour y répondre, il faut reprendre le concept connu sous le nom de périodes « pondérées en fonction de l'expérience ». Les données sur les périodes d'emploi en cours sont utilisées pour établir les mesures fondées sur l'expérience selon l'hypothèse d'un état stationnaire. Nous décrivons alors une autre approche, non fondée sur l'hypothèse d'un état stationnaire, qui utilise des distributions de durée des emplois à partir d'un échantillon aléatoire de travailleurs pour établir, entre autres choses, la durée éventuelle des emplois actuellement occupés. Après avoir présenté un bref aperçu de la nature des périodes de courte durée, nous tirons nos conclusions.

Bref aperçu de quelques tendances de l'emploi

Au cours des trois dernières décennies (1946-1980), l'économie canadienne a connu des déplacements importants de l'emploi en faveur du secteur des services, qui est passé de 41 % de l'emploi en 1946 à 67 % en 1980. Par contre, la part de l'emploi représentée par le secteur des biens n'a pas cessé de décliner; de 59 % en 1946, cette part n'était plus que de 33 % en 1980. La croissance des activités de services a été particulièrement favorable à l'emploi des femmes : la proportion de femmes employées dans le secteur des services était de 48 % en 1980, comparativement à 22 % dans les industries productrices de biens. Presque toutes les hausses observées dans l'emploi des femmes se sont manifestées dans le secteur des services, qui se prête plus facilement à l'emploi à temps partiel pendant la semaine ou pendant l'année. Environ 72 % des emplois à temps partiel étaient détenus par des femmes et 86 % des personnes travaillant à temps partiel œuvraient dans le secteur des services en 1980.

Au cours des dernières années, la proportion de l'emploi à temps partiel dans l'économie s'est accrue; d'environ 11 % en 1976, elle atteignait 14,4 % en 1982 (tableau 6-1). Dans la mesure où cette augmentation traduit une situation involontaire, puisqu'une part importante des personnes travaillant à temps partiel préféreraient travailler à plein temps[1], on pourrait s'attendre à une certaine augmentation de la mobilité d'emploi à mesure que les travailleurs à temps partiel se déplacent pour se trouver un emploi à plein temps.

Tableau 6-1

Emploi à plein temps et à temps partiel, 1975-1982

	Emplois à plein temps	Emplois à temps partiel	Emplois à temps partiel en proportion de l'emploi total
	En milliers		En pourcentage
1975	8 296	988	10.6
1976	8 432	1 047	11.0
1977	8 519	1 129	11.7
1978	8 764	1 208	12.1
1979	9 068	1 301	12.5
1980	9 268	1 387	13.0
1981	9 456	1 477	13.5
1982	9 052	1 522	14.4

SOURCE Statistique Canada, Statistiques chronologiques sur la population active : chiffres reels, facteurs saisonniers et données desaisonnalisées, n° 71-201 au catalogue

Le phénomène de la thésaurisation du travail a aussi fait l'objet d'études récemment. Face à une baisse de la demande cyclique pour leur production, les employeurs choisissent souvent de garder leurs employés plutôt que de les mettre à pied et d'avoir à supporter ultérieurement les coûts de recherche, de sélection, d'embauche et de formation de nouveaux employés au moment de la reprise de l'activité économique. Lorsque le ralentissement de l'activité économique se prolonge, les taux de thésaurisation peuvent baisser. Les variations de ces taux ont des conséquences sur les taux de transition entre l'emploi et d'autres états d'activité. Bien que ce comportement puisse sembler être essentiellement de nature cyclique, Sieduie et Newton (1979a) soutiennent que la thesaurisation du travail a augmenté depuis 1971. Si cela était vrai, nous pourrions anticiper des taux de transition plus faibles sur le marché du travail, toutes choses étant égales par ailleurs.

Ces derniers temps, on a beaucoup écrit au sujet de l'incidence des technologies nouvelles. Une bonne part de ces écrits est certes de nature spéculative, mais certaines personnes soutiennent que l'une des incidences de la technologie nouvelle est de répartir les emplois entre, d'une part, une masse d'emplois de piètre qualité, exigeant peu de formation et assortis de faibles salaires, et, d'autre part, une catégorie regroupant un nombre relativement limité de bons emplois. Les emplois intermédiaires, caractéristiques du secteur manufacturier, semblent être en déclin. Si cette hypothèse devait se vérifier, on pourrait s'attendre à ce que la période moyenne de durée d'un emploi diminue en raison du raccourcissement des échelles de promotion en emploi. Dans ce cas, l'incidence sur la détermination des salaires des ententes couvrant des emplois à durée indéterminée pourrait aussi s'affaiblir. Le lien entre la productivité marginale actuelle des travailleurs et leur salaire courant pourrait être plus fort que ce n'est le cas en présence d'ententes d'emploi à durée indéterminée. Ces questions représentent de nouveaux domaines de recherche et c'est uniquement dans cette perspective que nous les mentionnons ici.

Durée d'emploi avec hypothèse d'un état stationnaire

Pour analyser les durées d'emploi, nous avons d'abord étudié les données sur les flux bruts à l'aide de la technique décrite dans le chapitre 2. Comme dans le cas du taux de chômage, u, le taux d'emploi, e, peut s'exprimer en fonction de ses deux composantes, soit son incidence et sa durée :

$$e = i_e \cdot D_e \tag{6.1}$$

où

i_e = la proportion de la population active qui trouve un emploi chaque mois, et

D_e = la durée moyenne (attendue) de l'emploi.

Il convient de souligner le parallèle qui existe avec l'équation 2.9 du chapitre 2. Sous l'hypothèse d'un état stationnaire, l'expression D_e s'obtient par la réciproque de la probabilité de quitter un emploi :

$$D_e = 1/(eu + en) \tag{6.2}$$

Comme le taux d'emploi correspond simplement à $1-u$ et que le taux de chômage, u, est donné par $u = \alpha/(\alpha+\beta)$, nous obtenons :

$$e = [\beta/(\alpha+\beta)] \tag{6.3}$$

où α et β sont toujours tels que décrits au chapitre 2.

Ces équations seront maintenant appliquées aux données sur les flux bruts présentées au chapitre 2 (tableau 2-3). Comme le montrent ces données, environ 4,1 % des périodes d'emploi prennent fin chaque mois, en moyenne. Si l'on retient les données de janvier-février 1981, par exemple (tableau 2-2), on observe que quelque 468 000 personnes ont trouve un emploi au cours de cette période, alors que quelque 347 000 en ont quitté un, soit pour sortir de la population active, soit pour chercher un autre emploi tout en étant en chômage. De façon générale, pour l'ensemble des persones actives, il est plus fréquent de quitter son emploi pour se retirer de la population active que pour devenir chômeur. Il convient cependant de souligner que ce résultat est largement imputable au fait qu'un nombre relative-

Tableau 6-2

Taux d'emploi et ses composantes, 1980

En pourcentage

	Taux d'emploi		Incidence de l'emploi	Durée de l'emploi
	Réel	Estimé		
Les deux sexes	92,5	92,85	3,83	24,27
Hommes	93,1	93,22	3,20	29,15
Femmes	91,6	92,32	4,75	19,42

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada, et Statistique Canada, La population active, n° 71-001 au catalogue, décembre 1980.

ment important de femmes quittent leur emploi et se retirent de la population active.

Le taux estimé d'emploi, et ses deux composantes, sont décrits au tableau 6-2. Sous l'hypothèse d'un état stationnaire, nous observons que quelque 3,8 % de la population active trouve un emploi chaque mois, en moyenne. Cette incidence de l'emploi est plus forte chez les femmes. La durée des périodes complètes d'emploi est plutôt brève, à peine plus de deux ans. Cependant, la durée de l'emploi des femmes est inférieure à celle des hommes de quelque 10 mois. L'écart observé entre les deux sexes, du point de vue de l'incidence, semble être largement neutralisé par l'écart relatif à la durée, de sorte que le taux d'emploi des hommes est supérieur à celui des femmes. C'est la brièveté de telles périodes d'emploi qui a conduit à percevoir la situation de l'emploi comme étant extrêmement instable, surtout dans le cas des femmes. Cependant, comme nous tentons de le montrer dans l'analyse qui suit, le concept de la période moyenne complète de l'ensemble des emplois n'est pas approprié aux fins poursuivies ici.

La méthode de pondération en fonction de l'expérience

Comme nous l'avons expliqué au chapitre 2, mesurer la durée des périodes complètes d'emploi peut se faire en calculant la durée moyenne prévue de tous les emplois débutant à un moment donné. Cette mesure donne une pondération identique à chacune des périodes, au lieu de les pondérer en fonction de leur durée, de sorte qu'elle accorde une importance beaucoup plus grande à nombre de périodes brèves. Comme le montre le tableau 6-3, 61 % (100–38,9) des périodes complètes – périodes complètes au sens des données sur les flux bruts,

Tableau 6-3

Distribution des périodes d'emploi selon leur durée, 1980

	Période en cours		Périodes complètes	
	Proportion des périodes totales	Proportion de l'emploi total	Proportion des périodes totales	Proportion de l'emploi total
Périodes dépassant				
3 mois	91,2	99,8	67,0	98,7
6 mois	84,7	99,5	51,0	96,7
12 mois	75,9	98,6	38,9	93,8
3 ans	66,2	93,4	22,1	83,1
5 ans	43,7	86,4	15,0	73,4
10 ans	25,3	68,7	7,9	56,2
15 ans	15,4	52,1	4,7	43,0
20 ans	9,9	39,2	3,2	30,5

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

donc les périodes d'emploi qui se terminent dans l'intervalle de deux enquêtes – sont d'une durée d'un an ou moins. Par contre, seulement environ un quart des périodes en cours ont une telle durée. Ces périodes en cours au mois *t* représentent 95,9 % de l'ensemble des périodes d'emploi déjà en cours au mois *t*–1 (voir le tableau 2-3); elles peuvent être utilisées pour établir un autre concept de durée moyenne, soit un concept qui permet de mesurer la durée éventuelle des périodes en cours lorsqu'elles seront achevées. Ce concept est qualifié de mesure « pondérée en fonction de l'expérience » et décrit la durée moyenne attendue des périodes d'emploi *actuellement en cours*. Pour obtenir ces mesures, il suffit de doubler les estimations dérivées des périodes en cours, en admettant l'hypothèse d'un état stationnaire; ce calcul donne un profil très différent des durées d'emploi.

La stabilité des travailleurs dans leur emploi est certes une caractéristique importante de l'économie canadienne, comme l'indiquent les données sur la durée des emplois également tirées de l'Enquête sur la population active. Chaque mois, Statistique Canada présente des estimations sur l'ancienneté dans un même emploi. Ces estimations sont fondées sur des emplois actuellement en cours et représentent donc des périodes incomplètes. En 1980, la durée moyenne des périodes interrompues au Canada était de 8,7 années pour les hommes et de 5,6 années pour les femmes. Si l'on utilise le théorème décrit au chapitre 2, qui nous permet de doubler ces chiffres, la durée moyenne des périodes pondérées en fonction de l'expérience au Canada

Tableau 6-4

Durée moyenne des emplois par secteur d'activité, 1980

Années

	Périodes moyennes en cours	Périodes moyennes complètes
Les deux sexes		
Total	7.4	14.8
Agriculture	13.7	27.3
Secteur non agricole	7.1	14.2
Autres secteurs primaires	7.4	14.8
Industrie manufacturière	8.5	17.0
Construction	5.9	11.8
Transports, communications et autres services d'utilité publique	9.8	19.6
Commerce	6.0	12.0
Finances, assurances et affaires immobilières	6.7	13.4
Services	5.9	11.8
Administration publique	9.0	18.0
Hommes		
Total	8.7	17.5
Agriculture	14.6	29.3
Secteur non agricole	8.4	16.8
Autres secteurs primaires	7.8	15.6
Industrie manufacturière	9.6	19.2
Construction	6.0	12.0
Transports, communications et autres services d'utilité publique	10.8	21.5
Commerce	6.9	13.7
Finances, assurances et affaires immobilières	8.3	16.6
Services	7.1	14.1
Administration publique	10.7	21.4
Femmes		
Total	5.6	11.1
Agriculture	11.8	23.6
Secteur non agricole	5.4	10.7
Autres secteurs primaires	4.8	23.9
Industrie manufacturière	5.9	11.7
Construction	4.9	9.8
Transports, communications et autres services d'utilité publique	6.8	13.5
Commerce	4.8	9.7
Finances, assurances et affaires immobilières	5.5	11.1
Services	5.2	10.3
Administration publique	5.8	11.6

SOURCE Estimations des auteurs d'après Statistique Canada, La population active, n° 71-001 au catalogue

Tableau 6-5

Durée moyenne des emplois par professions, 1980

Années

	Périodes moyennes en cours	Périodes moyennes complètes
Les deux sexes		
Total	7.4	14.8
Catégories professionnelles et de direction	8.4	16.8
Emplois de bureau	6.2	12.3
Ventes	6.5	12.9
Services	5.2	10.4
Emplois du secteur primaire	11.6	23.2
Traitement	8.1	16.1
Construction	7.3	14.5
Transports	8.0	16.0
Manutention et autres métiers	7.6	15.2
Hommes		
Total	8.7	17.5
Catégories professionnelles et de direction	9.7	19.4
Emplois de bureau	9.1	18.1
Ventes	7.7	15.5
Services	6.8	13.6
Emplois du secteur primaire	11.8	23.6
Traitement	8.7	17.4
Construction	7.4	14.8
Transports	8.3	16.7
Manutention et autres métiers	8.2	18.4
Femmes		
Total	5.6	11.1
Catégories professionnelles et de direction	6.6	13.3
Emplois de bureau	5.4	10.7
Ventes	4.7	9.4
Services	3.9	7.8
Emplois du secteur primaire	11.3	22.7
Traitement	5.9	11.8
Construction	4.6	9.3
Transports	3.9	7.9
Manutention et autres métiers	5.7	11.5

SOURCE Celle du tableau 6-4

serait de 17,5 années pour les hommes et de 11,1 années pour les femmes. Ces données indiquent que les emplois de l'économie canadienne sont plutôt, par nature, de longue durée.

Outre l'écart important observé entre les deux sexes, on note des différences significatives selon le secteur d'activité et le groupe professionnel. En ce qui concerne le secteur d'activité, c'est dans l'agriculture que les personnes conservent le même emploi le plus longtemps : la période complète moyenne dure jusqu'à 27,3 années dans ce secteur de l'économie. Dans le cas des hommes, le secteur des transports et les secteurs d'activité connexes, ainsi que l'administration publique et l'industrie manufacturière, présentent des durées plus longues que la moyenne, alors que les secteurs des services affiche les durées moyennes les plus brèves (13,7 années dans le commerce et 14,1 années dans les services). Outre

l'agriculture et les autres secteurs d'activité primaire, les variations de la durée des emplois, par secteur d'activité, ne sont pas particulièrement importantes chez les femmes.

Lorsqu'on fait la ventilation des données par profession (tableau 6-5), on voit que les emplois de professionnels et de direction, les emplois de bureau, ceux du secteur primaire, ainsi que la manutention, présentent des durées plus longues que la moyenne et ce, aussi bien pour les femmes que pour les hommes. Cependant, si l'on élimine les emplois du secteur primaire, les écarts par rapport à la moyenne sont moins importants que ce n'est le cas dans la ventilation établie selon le secteur d'activité.

Cette image globale pour le Canada s'apparente à celle que l'on observe aux États-Unis (Akerlof et Main, 1981). Pour l'année 1973, la durée moyenne des périodes complètes pour les hommes et pour les femmes de race blanche a été estimée à 17,2 et 11,1 années, respectivement – chiffres qui sont en fait extrêmement proches des estimations canadiennes pour 1980. On note également une grande similitude dans la ventilation par secteur d'activité. Les données sur la Grande-Bretagne (Main, 1981) font aussi état d'une très longue durée de l'emploi. La durée moyenne de l'emploi pour les personnes actuellement occupées dépassait, de 1970 à 1976, 20 années pour les hommes et elle était d'environ 12 années pour les femmes. Les durées d'emploi varient considérablement selon le secteur d'activité : pour les hommes, la durée de l'emploi dans les domaines de la construction et des services était relativement courte (15,8 et 15,5 années, respectivement), alors qu'elle était très longue (34,1 années) dans le secteur minier.

Si nous utilisons ces mesures « pondérées en fonction de l'expérience », il nous faut garder à l'esprit les limites imposées par l'hypothèse d'un état stationnaire. Sur de longues périodes, les flux vers l'emploi ne peuvent être considérés comme constants, mais fluctuent en raison des variations des facteurs cycliques et des changements structurels dans l'économie. De plus, l'hypothèse d'un état stationnaire n'est pas appropriée à l'analyse par cohorte d'âge, lorsque la participation future au marché du travail sera vraisemblablement très différente de l'expérience passée, comme c'est le cas pour les jeunes et les travailleurs plus âgés.

Une approche fondée sur le taux de conservation d'un emploi

Notre utilisation de la méthodologie fondée sur l'hypothèse de l'état stationnaire peut soulever des questions et l'on peut se demander si nos résultats seraient différents en présence d'une hypothèse plus réaliste. Dans un document récent, Hall (1982) utilise le concept des « taux marginaux de conservation d'un emploi » pour établir des données sur la durée éventuelle des emplois. Dans la présente section, nous empruntons sa méthodologie et, en l'appliquant aux données sur la durée des emplois déjà mentionnées, nous estimons la durée moyenne des emplois dans l'ensemble de l'économie canadienne pour les différents groupes d'âge et de sexe[2].

La durée éventuelle d'un emploi se compose de deux éléments : l'ancienneté réelle déclarée au moment de l'enquête et la durée supplémentaire vraisemblable de l'emploi actuel. Cette durée supplémentaire peut être projetée à partir de la probabilité qu'un travailleur d'un âge donné et ayant occupé un emploi pendant une période donnée conserve cet emploi pour un nombre d'années donné. Les dites « probabilités de conservation d'un emploi » peuvent être calculées de deux façons différentes. D'une part, on peut établir des « taux historiques de conservation d'un emploi » en reliant les diverses catégories de durée et d'âge d'une enquête donnée à des catégories correspondantes d'âge supérieur d'une enquête ultérieure. D'autre part, on peut considérer cette même méthode en utilisant les résultats d'une seule enquête; le « taux contemporain de conservation d'un emploi » est alors fondé sur une simulation du vieillissement de la population. Les résultats des deux méthodes sont présentés au tableau 6-6. Ce tableau ne fait toutefois état que de certaines cohortes d'âge groupant cinq années.

Les calculs des taux historiques de conservation d'un emploi sont fondés sur les années 1976 et 1981[3]. Le groupe de 20 à 24 ans de l'enquête de 1976 et celui de 25 à 29 ans en 1981 sont appariés. Les durées d'emploi sont également ajustées. Le processus est repris pour chaque catégorie d'âge. Le taux de conservation d'un emploi correspond simplement au rapport de la proportion de gens d'un groupe d'âge et d'une durée d'emploi donnés en 1981 à la proportion des personnes plus jeunes de cinq ans et avec une durée d'emploi moindre de cinq ans, en 1976. Les taux contemporains de conservation d'un emploi sont obtenus par le même processus, sauf que les catégories d'âge et de durée pour 1981 sont substituées à celles de 1976; de plus, certains ajustements sont apportés pour prendre en compte les différences dans la population de chaque catégorie d'âge. Les deux taux seraient analogues si la structure de conservation des emplois était stable au fil des ans. Comme la taille des groupes d'âge et leur taux d'activité ne sont pas constants, les résultats obtenus sont légèrement différents. De plus, comme aucune des méthodes n'est vraiment longitudinale, il est difficile de choisir entre l'une et l'autre sur une base théorique. Les taux contemporains sont

Tableau 6-6

Taux historique et contemporain de conservation d'un emploi pour certaines cohortes d'âge, 1976-1981

Âge en 1976	Durée de l'emploi en 1976	Part de la cohorte en : 1976	1981	Âge en 1981	Durée de l'emploi en 1981	Part de la cohorte en 1981	Taux historique de conservation 1976-1981	Taux contemporain de conservation 1981
Années		En pourcentage		Années			En pourcentage	
20-24	0-5	64,1	64,5	25-29	5-10	19,9	31,0	30,8
30-34	0-5	40,9	42,1	35-39	5-10	17,8	43,5	42,2
	5-10	16,2	19,5		10-15	12,0	74,2	61,9
	10-15	10,4	11,6		15-20	8,2	78,8	70,7
40-44	0-5	30,2	31,1	45-49	5-10	14,7	48,6	47,2
	5-10	14,6	16,1		10-15	10,4	70,9	64,2
	10-15	9,7	11,5		15-20	8,0	82,2	69,7
	15-20	7,3	8,8		20-25	6,8	92,6	77,2
	20-25	7,2	6,5		25-30	6,1	84,3	93,1
50-54	0-5	20,2	20,1	55-59	5-10	9,5	47,3	47,4
	5-10	11,0	11,9		10-15	8,6	77,5	71,8
	10-15	8,0	9,5		15-20	5,7	70,8	59,8
	15-20	6,4	7,4		20-25	5,5	86,9	74,5
	20-25	6,5	5,9		25-30	5,2	79,8	87,5
	25-30	6,8	6,5		30-35	5,5	80,2	83,7
	30-35	4,3	5,0		35+	4,3	100,5	85,5

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur la durée des emplois fournies par Statistique Canada.

cependant beaucoup plus pratiques à utiliser; c'est ce que nous faisons dans le reste de cette section.

La probabilité qu'une personne détenant actuellement un emploi le conserve pour une autre période de cinq ans est très significative. L'observation vaut même dans le cas de la cohorte des plus jeunes, soit de 20 à 24 ans; du nombre de ces personnes détenant un emploi depuis plus de cinq ans au moment de l'enquête, environ 31 % l'ont conservé pendant cinq années supplémentaires. La probabilité de conservation d'un emploi pendant cinq années supplémentaires varie avec l'âge des travailleurs et l'ancienneté dans cet emploi. Ces données nous permettent de faire deux généralisations. Premièrement, si l'on maintient constante l'ancienneté en emploi, les taux de conservation atteignent leur sommet, à quelques exceptions près, en milieu de carrière (entre 40 et 44 ans). En deuxième lieu, pour chacune des cohortes d'âge, plus les personnes ont d'ancienneté, jusqu'à environ 20 ans de service, plus la probabilité de conserver le même emploi encore cinq ans est élevée.

Nous utilisons ici une durée supplémentaire d'emploi de cinq ans, simplement pour illustrer la manière dont on peut se servir des taux de conservation. En fait, bien des travailleurs conservent le même emploi beaucoup plus longtemps. Pour estimer la durée réelle des emplois, il faut disposer de séries complètes de taux de conservation pour chacune des catégories d'âge. Ces séries complètes ne peuvent être élaborées qu'en utilisant des taux contemporains.

C'est précisément en utilisant ces taux contemporains que nous avons estimé la distribution des durées éventuelles d'emploi pour toutes les catégories d'âge et de durée et ce, pour l'ensemble des travailleurs canadiens en 1981 (tableau 6-7). D'après ces données, la durée médiane des emplois en cours était de neuf années en 1981. C'est donc dire que la moitié des travailleurs avaient à ce moment-là un emploi qui durerait éventuellement au-delà de neuf années, compte tenu des années déjà écoulées. Ainsi mesurée, la durée de l'emploi semble se situer entre la durée calculée sur des périodes complètes et la durée pondérée en fonction de l'expérience. Le degré de permanence en emploi se traduit également par le fait que 28,4 % des travailleurs ont actuellement un emploi qui est susceptible de durer au-delà de 20 ans, quelque 19,6 % ayant un emploi susceptible de durer 30 ans ou plus. À l'autre extrême, environ un emploi sur cinq actuellement en cours se terminera probablement d'ici deux ans et environ 30 % des emplois prendront fin avant trois ans.

Ces données confirment l'écart important observé entre la durée des périodes d'emploi des hommes et des femmes : la durée médiane d'une période d'emploi pour les femmes est de 6,1 années, soit moins de la moitié de la durée d'emploi pour les

Tableau 6-7

Distribution des emplois selon leur durée éventuelle, 1981

	Les deux sexes	Hommes	Femmes
	En pourcentage		
Durée des emplois :			
Moins de 6 mois	8,4	8,0	8,9
6 mois à 1 an	6,7	5,6	8,5
1 à 2 ans	4,6	3,6	6,1
2 à 3 ans	9,4	7,9	11,6
3 à 5 ans	8,6	7,1	10,8
5 à 10 ans	15,4	12,6	19,4
10 à 15 ans	11,3	10,7	12,4
15 à 20 ans	7,3	7,7	6,4
20 à 25 ans	4,0	3,1	5,2
25 à 30 ans	4,8	5,2	3,7
30 à 35 ans	11,2	16,4	3,6
Plus de 35 ans	8,4	12,4	3,4
		Années	
Durée médiane	9,0	12,4	6,1

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur la durée des emplois fournies par Statistique Canada.

Tableau 6-8

Probabilité qu'un nouvel emploi dure 20 ans, 1981*

En pourcentage

	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Âge			
15 à 16 ans	1,0	1,3	0,7
17 à 19 ans	0,7	0,9	0,4
20 à 24 ans	3,2	4,2	1,9
25 à 29 ans	5,1	7,4	2,2
30 à 34 ans	5,6	8,5	2,5
35 à 39 ans	6,6	10,2	3,2
40 à 44 ans	5,0	7,6	2,7
45 à 49 ans	1,0	1,3	0,7

*Un nouvel emploi est un emploi occupé depuis moins de six mois au moment de l'enquête.

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur la durée des emplois fournies par Statistique Canada.

hommes (12,4 années). Les emplois actuels durant plus de 20 ans ne représentent qu'environ 16 % des emplois occupés par les femmes, alors qu'ils représentent 37 % des emplois détenus par les hommes[4].

Ces données font ressortir une dualité dans la structure des durées d'emploi. Un grand nombre d'emplois de courte durée coexistent avec des emplois quasi permanents pour une forte proportion de travailleurs. Cette contradiction apparente s'explique par le fait que les nouveaux arrivants sur le marché du travail doivent souvent passer par de nombreux emplois de courte durée avant d'en décrocher un permanent. Ce processus d'insertion dans la population active se dégage clairement de nos données et peut être illustré de deux façons différentes.

Selon la première méthode, on peut observer au tableau 6-8 que la probabilité qu'un nouvel emploi[5] soit de très longue durée – définie ici comme un minimum de 20 ans – est très faible, ne dépassant pas 10 % quel que soit le groupe d'âge et de sexe. Lorsqu'ils sont jeunes, les hommes ont une probabilité deux fois plus grande que les femmes d'obtenir un emploi aussi permanent; avec l'âge, cette probabilité s'accroît pour les deux sexes, mais l'écart entre les deux sexes s'élargit, atteignant un sommet entre 35 et 39 ans, moment auquel les hommes présentent une probabilité trois fois supérieure à celle des femmes. Un travailleur type devra donc faire l'essai de plusieurs emplois avant d'en trouver un quasi permanent. Cette expérience se fait généralement pendant les premières années de présence sur le marché du travail, puisque le coût de l'expérience est moins élevé à cette époque qu'il ne l'est dans les années ultérieures, que le choix des carrières ou des emplois éventuels est alors beaucoup plus vaste et que l'information en matière d'emploi est relativement limitée. Cela explique que la proportion des travailleurs qui débutent dans un nouvel emploi diminue régulièrement avec l'âge, comme le montre le tableau 6-9. La probabilité qu'un emploi donné dure cinq ans est aussi extrêmement faible chez les cohortes les plus jeunes. Pourtant, une fois dépassé le point de référence de cinq ans, la probabilité que l'emploi dure 20 ans ou plus se renforce, même pour les cohortes plus jeunes.

Une seconde façon d'illustrer ce processus de stabilisation dans un emploi consiste à examiner le nombre d'emplois détenus par un travailleur type pendant toute sa vie active. Les données portant sur l'ensemble de l'économie canadienne en 1981 sont relevées dans le tableau 6-10. Comme on pouvait s'y attendre, le nombre de nouveaux emplois détenus pendant l'année est plus élevé vers la fin de l'adolescence et au début de la vingtaine et diminue régulièrement tout au long de la vie active. Au cours de sa carrière, le travailleur type peut s'attendre à occuper environ 10 emplois différents. Six de ces emplois auront été occupés avant d'atteindre 30 ans. À partir de 40 ans, le travailleur type ne changera que deux fois d'emploi.

Tableau 6-9

Cheminement vers des emplois de longue durée, 1981

En pourcentage

	Proportion des travailleurs occupant un nouvel emploi*	Probabilité de conserver un nouvel emploi pendant 5 ans	Proportion des travailleurs ayant conservé le même emploi pendant 5 ans	Probabilité qu'une personne ayant 5 ans d'ancienneté conserve le même emploi pendant 20 ans ou plus
Âge				
15 à 16 ans	53,0	3,5	8,6	29,9
17 à 19 ans	47,5	2,2	8,6	29,9
20 à 24 ans	29,1	9,7	30,3	32,9
25 à 29 ans	17,8	14,7	44,1	34,7
30 à 34 ans	14,0	16,9	52,4	33,3
35 à 39 ans	11,0	19,2	59,1	34,2
40 à 44 ans	9,6	20,1	65,3	24,8
45 à 49 ans	8,2	19,8	70,3	4,9
50 à 54 ans	7,2	19,5	76,1	0,0
55 à 59 ans	5,6	20,1	78,8	0,0
60 à 64 ans	5,2	5,6	77,7	0,0

*Un nouvel emploi est un emploi occupé depuis moins de six mois au moment de l'enquête.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur la durée des emplois fournies par Statistique Canada.

Tableau 6-10

Nombre de nouveaux emplois par travailleur, 1981

	Nouveaux emplois par année	Nouveaux emplois dans l'intervalle	Nombre cumulatif de nouveaux emplois		
			Les deux sexes	Hommes	Femmes
Âge					
15 à 16 ans	0,339	0,7	0,7	0,7	0,6
17 à 19 ans	0,528	1,6	2,3	2,3	2,2
20 à 24 ans	0,411	2,1	4,3	4,6	4,0
25 à 29 ans	0,265	1,3	5,6	6,1	5,2
30 à 34 ans	0,210	1,1	6,7	7,2	6,1
35 à 39 ans	0,168	0,8	7,5	8,1	7,0
40 à 44 ans	0,146	0,7	8,3	8,8	7,7
45 à 49 ans	0,121	0,6	8,9	9,4	8,3
50 à 54 ans	0,098	0,5	9,4	10,0	8,7
55 à 59 ans	0,065	0,3	9,7	10,4	9,0
60 à 64 ans	0,044	0,2	9,9	10,7	9,1
65 ans ou plus	0,009	0,0	9,9	10,8	9,1

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données fournies par Statistique Canada.

On prétend souvent – comme nos résultats le confirment – que les femmes sont désavantagées sur le marché du travail pour l'obtention et la conservation d'un emploi permanent. Dans un tel contexte, il peut, *a priori*, être étonnant de constater que le nombre d'emplois détenus par les femmes pendant leur vie active est en fait inférieur à celui des emplois détenus par les hommes (9 contre 11, voir le tableau 6-10). Ce moins grand nombre d'emplois détenus par les femmes s'explique non pas par le fait que celles-ci conservent plus longtemps leur emploi, mais plutôt, comme nous l'avons vu plus haut, par le fait qu'elles interrompent leur carrière et se retirent du marché du travail plus fréquemment que ne le font les hommes[6].

Nature des périodes d'emploi de courte durée

La section précédente a mis en lumière l'importance de la quasi-permanence des emplois dans l'économie canadienne. Mais, en même temps, on note aussi un niveau élevé de mobilité d'emploi, surtout chez les cohortes plus jeunes. Ce phénomène de mobilité serait donc fortement lié à l'âge et au sexe. Il est cependant difficile de déterminer si, à l'intérieur d'une cohorte définie selon l'âge, l'instabilité d'emploi est liée à des groupes particuliers de personnes. Ces groupes seraient-ils les seuls à générer l'essentiel de la mobilité d'emploi observée en se déplaçant d'une cohorte à l'autre ? En d'autres termes, la distribution de la mobilité d'emploi est-elle liée à certaines caractéristiques des personnes concernées ou n'est-elle pas plutôt un phénomène lié aux variations de la demande en général ? Si nous isolons ces personnes, le reste de la population active manifeste-t-il une plus grande stabilité en emploi ? L'analyse de telles questions nécessite une base de données longitudinale dont nous ne disposions pas pour la présente étude. Les données sur l'activité annuelle, même si elles ne sont pas directement liées à ces questions, nous permettent toutefois d'analyser la nature des périodes d'emploi de courte durée et de jeter un peu de lumière sur la très haute fréquence de telles périodes.

L'Enquête sur l'activité annuelle (EAA) fournit des estimations des périodes d'emploi débutant et se terminant au cours d'une même année. Si l'on exclut les périodes en cours au début ou à la fin de l'année civile, on constate qu'en 1979, dernière année pour laquelle nous avions des données au moment de rédiger ces lignes, quelque 3,5 millions de périodes de courte durée avaient été enregistrées. Comme l'indique le tableau 6-11, le nombre moyen de périodes par personne est de 1,34. Il est étonnant de constater que les personnes de 25 ans et plus enregistrent un nombre de périodes d'emploi supérieur à la moyenne. Les femmes de 25 à 44 ans sont

Tableau 6-11

Caractéristiques des périodes d'emploi de courte durée, 1979

	Nombre de périodes	Distribution	Nombre de personnes	Nombre de périodes par personne
	En milliers	En pourcentage	En milliers	
Les deux sexes				
Tous les âges*	3 473	100,0	2 585	1,34
15 à 19 ans	1 139	32,8	880	1,30
20 à 24 ans	628	18,1	537	1,17
25 à 44 ans	1 070	30,8	761	1,41
45 à 64 ans	533	15,3	351	1,52
Hommes				
Tous les âges*	1 730	49,8	1 383	1,25
15 à 19 ans	628	18,1	498	1,26
20 à 24 ans	357	10,3	312	1,14
25 à 44 ans	434	12,5	349	1,24
45 à 64 ans	240	6,9	183	1,31
Femmes				
Tous les âges*	1 743	50,2	1 202	1,45
15 à 19 ans	512	14,7	381	1,34
20 à 24 ans	272	7,8	225	1,21
25 à 44 ans	637	18,3	411	1,55
45 à 64 ans	293	8,4	168	1,74

*Inclut les personnes de 65 ans ou plus.
SOURCE Statistique Canada, Enquête sur l'activité annuelle, compilations spéciales.

en grande partie responsables de ce phénomène. La cohorte des personnes âgées de 45 à 64 ans, hommes ou femmes, connaît un nombre considérablement plus élevé de périodes d'emploi de courte durée par rapport aux autres groupes d'âge. Comme on pouvait s'y attendre, environ un tiers de toutes les courtes périodes d'emploi sont assumées par des adolescents et un autre 18 % par de jeunes adultes (20 à 24 ans). Ces données correspondent bien au comportement de ce groupe en matière de recherche d'emploi, ce que nous avons décrit à la section précédente, ainsi qu'à la nature saisonnière de leur activité (comme nous le verrons au chapitre suivant).

Un des aspects intéressants de ces périodes a trait aux situations d'origine et de destination (tableau 6-12) qui y sont associées. Il est remarquable que près de 64 % de ces périodes soient précédées et suivies de périodes passées à l'extérieur de la population active. Dans le cas des femmes, ces courtes périodes d'emploi représentent plus de 70 % de toutes les périodes d'emploi. Ces données indiquent que l'essentiel des périodes d'emploi de courte durée peut être imputé soit à un comportement particulier sur le plan de la recherche d'emploi, soit à une faible intégration dans la population active. Quel que soit le cas, il est peu probable que ces périodes servent de forces équilibrantes au marché du travail puisque la plupart des décisions relatives à l'emploi et au salaire dans l'économie ne sont pas affectées par ces mouvements.

Tableau 6-12

Distribution des périodes d'emploi de courte durée selon le type de période, 1979*

En pourcentage

	Type de période				
	UEU	UEN	NEU	NEN	Total
Les deux sexes	14,3	12,4	9,8	63,5	100,0
Hommes	18,7	13,4	11,2	56,6	100,0
Femmes	9,8	11,4	8,4	70,3	100,0

*Pour une définition des divers types de périodes, se référer au chapitre 2. Ces périodes ont débuté et pris fin au cours de l'année.

SOURCE Statistique Canada, Enquête sur l'activité annuelle, compilations spéciales.

Conclusion

Dans les chapitres précédents, nous avons longuement traité du chômage et de l'inactivité; dans le présent chapitre, nous nous sommes penchés sur l'emploi pour déterminer si la mobilité des travailleurs constituait une caractéristique importante du marché du travail. En fait, bien que la durée moyenne d'une période complète d'emploi soit plutôt courte, en raison de la forte proportion des courtes périodes d'emploi, les tendances réelles sont mieux décrites par l'importance des longues périodes, et même des « emplois à vie ». Au moment de conclure le présent chapitre, il convient de rappeler que la moitié des personnes actuellement en emploi ont un emploi qui durera au moins neuf ans. Même si les emplois des hommes et des femmes présentent des caractéristiques différentes, les emplois de longue durée sont extrêmement importants dans les deux cas.

7 Aspects démographiques de la mobilité et de l'instabilité d'emploi

Jusqu'à maintenant, nous nous sommes surtout intéressés à l'expérience des hommes et des femmes sur le marché du travail, sans tenir compte de leur âge. Dans le présent chapitre, nous étudierons plus particulièrement divers groupes démographiques qui composent la population active et, ce faisant, nous concentrerons notre analyse sur les particularités du comportement des jeunes. La population des jeunes (soit les personnes âgées de 15 à 24 ans) n'a cessé de s'accroître depuis le milieu des années 50 au Canada. Bien que son taux de croissance se soit ralenti au cours des dernières années – ce taux étant même devenu négatif dans le cas des adolescents (âgés de 15 à 19 ans) – l'effet de ce ralentissement sur la population active a été largement neutralisé par la hausse du taux d'activité de ce groupe. En 1980, les adolescents constituaient donc environ 11 % de la population active (tableau 7-1) et les jeunes adultes (âgés de 20 à 24 ans) en représentaient 16 %. Au total, ces deux groupes – que nous considérerons globalement comme le groupe des jeunes – forment un segment important de la population active et, de ce seul fait, justifient une analyse approfondie. De plus, le taux de chômage des jeunes, qui a toujours été supérieur à celui des autres groupes, s'est aggravé au milieu des années 70, atteignant environ 2,8 fois le taux observé pour les hommes de 25 à 44 ans (tableau 7-1).

La mauvaise expérience vécue par les jeunes sur le marché du travail inquiète davantage en raison de la performance récente de l'économie canadienne. En présence d'une reprise économique lente et faible, nombre d'analystes craignent que les perspectives à long terme des jeunes sur le marché du travail ne soient irrémédiablement compromises.

Compte tenu de ces perspectives plutôt sombres, la thèse du chômage de mobilité semble plutôt anachronique. Ses tenants considèrent que l'essentiel du chômage résulte de la réaction rationnelle d'individus qui tentent d'optimiser leur revenu ou leur fonction d'utilité. À l'appui de leur thèse, ils font état de mouvements importants sur le marché du travail. Leurs arguments semblent particulièrement valables dans le cas des jeunes qui contribuent effectivement de manière disproportionnée à ces mouvements.

Malgré ce débat et l'importance de la jeunesse sur le marché du travail canadien, très peu de travaux empiriques ont été effectués sur le sujet[1]. Nous appliquons donc maintenant la méthodologie développée dans les chapitres précédents pour étudier le problème du chômage des jeunes au Canada. Nous étudions aussi le contexte plus vaste de la participation des jeunes au marché du travail, c'est-à-dire certaines caractéristiques quant à l'emploi et à la non-participation au marché du travail. Un des principaux objets de notre analyse consiste à comparer le comportement des adolescents et celui des jeunes adultes à l'expérience du groupe d'âge moyen (25 à 44 ans). Nous étudions d'abord les caractéristiques générales des flux d'activité et utilisons ces flux pour isoler l'effet propre de l'incidence du chômage de l'effet associé à la durée du chômage. L'effet des variations saisonnières est ensuite analysé. Puis, nous nous penchons sur la question de la concentration du chômage, en nous fondant sur les mesures des périodes complètes de chômage; l'incidence des retraits d'activité nous permet d'évaluer l'importance du chômage déguisé. En quatrième lieu, nous analysons l'expérience des divers groupes démographiques sur le plan de l'emploi, en étudiant la durée de l'emploi et sa distribution. Enfin, nous formulons quelques remarques en guise de conclusion.

Les flux d'activité par groupe démographique

Les flux bruts

Le tableau 7-2 fait état des probabilités de transition sur le marché du travail pour les divers groupes démographiques en 1980. Ces données nous permettent de faire plusieurs généralisations. À quelques exceptions près, les adolescents présentent des probabilités de transition beaucoup plus élevées que les autres groupes d'âge. Ainsi, en moyenne, environ 12,3 % des adolescents quittent un emploi, *eu + en*, au cours d'un mois donné, pourcentage de 4,4 fois supérieur au taux obtenu pour les adultes de 25 à 44 ans et de 2,3 fois supérieur à celui des jeunes adultes. Environ 50 % des adolescents en chômage sortent de cette situation chaque mois, pourcentage légèrement supérieur au taux obtenu pour les adultes et jeunes adultes (41 % pour les deux groupes). Les données montrent que l'expérience des jeunes adultes se rapproche souvent davantage de celle des adultes que de celle des adolescents.

Une troisième constatation a trait au rôle de l'âge dans les entrées en activité et les retraits de la population active. Les entrées dans la population active, *ne + nu*, augmentent d'abord avec l'âge, pour

Tableau 7-1

Les jeunes dans la population active, 1956-1983

En pourcentage

	Part des jeunes dans la population active					Taux de chômage						
	15 à 19 ans		20 à 24 ans		15 à 24 ans les deux sexes		25 à 44 ans	15 à 19 ans		20 à 24 ans		15 à 24 ans les deux sexes
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes		Total	Hommes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	
1956	5,52	4,43	8,11	4,61	22,67	3,1	2,7	8,1	4,7	4,7	2,2	5,0
1957	5,58	4,31	8,02	4,47	22,38	4,1	3,6	10,9	5,0	6,8	3,3	6,8
1958	5,46	4,28	7,96	4,52	22,22	6,2	5,6	16,3	7,9	10,5	4,6	10,2
1959	5,40	4,41	7,84	4,41	22,06	5,3	4,7	14,2	7,2	8,7	4,3	8,9
1960	5,36	4,53	7,65	4,47	22,01	5,8	5,5	16,1	9,2	10,3	4,5	10,3
1961	5,17	4,61	7,53	4,51	21,82	6,3	5,7	16,1	9,2	9,9	4,7	10,2
1962	5,30	4,56	7,42	4,64	21,92	5,4	4,5	13,8	8,5	8,5	4,2	8,9
1963	5,49	4,53	7,57	4,77	22,36	5,0	4,1	13,4	8,1	8,1	4,6	8,7
1964	5,49	4,65	7,76	4,89	22,79	4,3	3,3	11,9	8,3	6,6	3,8	7,6
1965	5,64	4,78	7,96	5,11	23,49	3,6	2,7	10,1	7,2	4,7	3,5	6,3
1966	5,55	4,90	8,13	5,58	24,16	3,4	2,4	8,9	6,8	4,4	3,1	5,6
1967	5,56	4,84	8,35	5,91	24,66	3,8	2,8	10,7	8,0	4,9	3,5	6,5
1968	5,48	4,74	8,53	6,31	25,06	4,5	3,3	12,4	9,0	6,3	4,6	7,7
1969	5,32	4,70	8,68	6,52	25,22	4,4	3,0	11,9	9,6	6,2	4,3	7,6
1970	5,46	4,65	8,72	6,55	25,38	5,7	3,9	14,8	12,6	8,9	5,8	10,0
1971	5,52	4,79	8,74	6,75	25,80	6,3	4,2	16,1	13,5	9,4	7,0	11,0
1972	5,81	4,97	8,69	6,63	26,10	6,2	4,0	15,1	12,4	9,8	8,5	10,9
1973	6,10	5,19	8,64	6,70	26,63	5,6	3,3	12,5	11,4	8,2	7,4	9,6
1974	6,33	5,39	8,71	6,72	27,15	5,3	3,2	12,1	10,8	7,7	7,4	9,3
1975	6,27	5,29	8,62	6,91	27,09	6,9	4,3	15,4	14,4	10,5	9,1	12,0
1976	6,02	5,20	8,66	6,98	26,86	7,1	4,3	16,3	15,1	11,1	9,8	12,7
1977	6,08	5,07	8,67	7,10	26,92	8,1	5,0	18,1	16,7	12,6	11,7	14,4
1978	5,98	5,05	8,65	7,12	26,80	8,4	5,3	18,5	17,2	12,7	11,5	14,5
1979	6,05	5,18	8,64	7,12	26,99	7,5	4,6	16,4	15,8	11,1	10,4	13,0
1980	5,90	5,11	8,57	7,18	26,76	7,5	5,0	17,1	15,3	11,5	10,7	13,2
1981	5,61	4,92	8,53	7,09	26,16	7,6	5,3	17,0	15,5	12,3	10,1	13,3
1982	4,97	4,50	8,38	7,12	24,97	11,0	9,1	24,6	18,9	19,0	14,3	18,8
1983	4,62	4,21	8,03	7,08	23,93	11,9	10,3	24,2	20,1	21,4	15,2	19,9

SOURCE Statistique Canada, La population active, nº 71-001 au catalogue. Les auteurs ont fait certains ajustements pour tenir compte des changements apportés à l'Enquête sur la population active en 1975.

diminuer de façon monotone après 24 ans. En fait, cette relation se complique par des différences au niveau de la participation au marché du travail entre les groupes démographiques, la différence étant particulièrement marquée en ce qui concerne le comportement des hommes et des femmes. De façon générale, plus le « stock » des inactifs est petit, plus le taux de transition est élevé. Les probabilités d'entrée dans la population active pour les adultes, hommes et femmes, expriment cette relation. Au moment d'examiner ces taux, il faut donc garder à l'esprit l'importance des « stocks ». Les taux de transition des adolescentes et des adolescents sont relativement élevés et semblables (14 et 16 % respectivement); en effet, les entrées de ce groupe dans la population active, de même que ses sorties, sont beaucoup plus fréquentes que celles de tout autre groupe. Dans le cas des jeunes adultes et des autres groupes d'adultes, les taux de transition sont très différents pour les hommes et les femmes; cet écart est dû principalement aux différences de comportement que traduisent les taux d'activité : plus d'un homme sur quatre âgé de 25 à 44 qui était inactif au cours d'un mois donné, se retrouve avec un emploi ou en chômage le mois suivant; pour les femmes de la même catégorie d'âge, le pourcentage correspondant n'est que de 7 %.

Enfin, les entrées dans la population active ne se traduisent pas toutes directement par une prise d'emploi. Il est donc intéressant de comparer le taux de succès à l'entrée dans la population active, *pne* (variable déjà définie au chapitre 2), selon les catégories d'âge et de sexe. Les adolescents affichent un

Tableau 7-2

Taux de transition selon l'âge et le sexe, 1980

En pourcentage

	Flux d'activité						
	eu	*en*	*ue*	*un*	*ne*	*nu*	*pne*
Les deux sexes							
Tous les âges	1,55	2,57	23,97	19,03	3,79	2,93	56,40
15 à 19 ans	3,58	8,69	24,43	25,94	9,15	6,10	60,00
20 à 24 ans	2,33	2,99	25,57	15,05	8,23	8,27	49,88
25 à 44 ans	1,27	1,53	23,89	16,70	4,85	4,15	53,89
45 à 64 ans	0,91	1,68	21,16	19,56	2,25	1,74	56,39
Hommes							
Tous les âges	1,63	1,80	25,37	14,83	5,36	4,38	55,03
15 à 19 ans	4,22	8,33	25,32	23,63	9,73	6,71	59,18
20 à 24 ans	2,80	2,73	27,51	11,02	11,97	11,11	51,86
25 à 44 ans	1,33	0,67	25,38	10,36	12,47	13,26	48,46
45 à 64 ans	0,88	1,02	22,44	16,20	3,97	4,04	49,56
Femmes							
Tous les âges	1,42	3,73	22,27	24,15	3,13	2,32	57,43
15 à 19 ans	2,85	9,11	23,28	28,91	8,61	5,53	60,89
20 à 24 ans	1,78	3,30	23,18	20,02	6,29	6,80	48,05
25 à 44 ans	1,19	2,86	22,24	23,76	3,99	3,12	56,12
45 à 64 ans	0,97	2,89	19,46	24,04	1,62	1,17	60,87

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada, et tableau 2-3.

taux de succès à l'entrée supérieur (60 %), peut-être parce que ce groupe est moins difficile et plus disposé que les autres à accepter les emplois offerts. Comparativement aux autres, les jeunes adultes présentent un taux inférieur (près de 50 %), ayant davantage tendance à chercher un emploi permanent intéressant dans la perspective d'une intégration durable à la population active. Pour ce qui est des groupes adultes, l'écart entre les hommes et les femmes est élevé, les femmes affichant un taux supérieur de succès à l'entrée. La participation des femmes au marché du travail est peut-être plus directement liée aux possibilités réelles d'emploi que ce n'est le cas pour les hommes, qui n'ont souvent pas d'autre « choix » que de participer à la population active.

Deux conclusions se dégagent des constatations que nous venons de formuler. Premièrement, la mobilité est très grande chez les jeunes. Bien que leur expérience soit différente de celle des adultes dans tous les flux à l'exception de *ue*, la distinction est particulièrement importante au niveau des sorties d'emploi. La plupart de ces transitions se traduisent en fait par des retraits d'activité, mettant ainsi en lumière une différence de situation extrêmement importante par rapport aux travailleurs dans la force de l'âge. En deuxième lieu, il convient d'établir une distinction entre l'expérience des adolescents sur le marché du travail et celle des jeunes adultes. La plupart des études et des données sur le marché du travail regroupent les jeunes dans une seule catégorie de 15 à 24 ans. Or, notre analyse indique que l'expérience des adolescents est très différente de celle des jeunes adultes. On observe également des différences significatives au niveau de l'expérience sur le marché du travail des adolescents de sexe différent. Donc, l'analyse perd beaucoup de sa profondeur si l'on regroupe tous les jeunes en une seule catégorie.

Impact des flux en hypothèse d'état stationnaire

Quel est l'effet des flux d'activité sur le taux de chômage ? En utilisant la méthode présentée au chapitre 2, nous avons dressé le tableau 7-3, qui présente des estimations, pour les divers groupes démographiques, du taux de chômage et de ses deux composantes, à savoir l'incidence et la durée. Cette analyse semble indiquer que les taux supérieurs de chômage des adolescents sont dus principalement à une plus forte probabilité de devenir chômeurs. L'incidence plus marquée du chômage n'est que partiellement compensée par la durée des périodes de chômage qui, en moyenne, est inférieure à celle des autres groupes démographiques. Soulignons aussi l'écart prononcé entre les taux de chômage des

adolescents et ceux des jeunes adultes. L'incidence du chômage chez les adolescents est supérieure d'environ 1,8 fois à celle des jeunes adultes alors que leurs périodes de chômage sont plus courtes d'environ deux semaines. La durée du chômage des jeunes adultes se rapproche davantage de celle des adultes que de celle des adolescents.

Tableau 7-3

Taux de chômage et ses composantes selon l'âge et le sexe, moyenne mensuelle, 1980

	Taux de chômage estimé	Incidence du chômage	Durée du chômage
	En pourcentage		En mois
Les deux sexes			
Tous les âges	7,15	3,07	2,33
15 à 19 ans	15,00	7,55	1,99
20 à 24 ans	10,37	4,21	2,46
25 à 44 ans	5,67	2,30	2,46
45 à 64 ans	4,86	1,98	2,46
Hommes			
Tous les âges	6,78	2,73	2,49
15 à 19 ans	16,24	7,95	2,04
20 à 24 ans	11,02	4,25	2,60
25 à 44 ans	5,22	1,87	2,80
45 à 64 ans	4,38	1,69	2,59
Femmes			
Tous les âges	7,68	3,57	2,15
15 à 19 ans	13,56	7,08	1,92
20 à 24 ans	9,63	4,16	2,32
25 à 44 ans	6,43	2,96	2,17
45 à 64 ans	5,80	2,52	2,30

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada, et tableau 2-5.

Pour ce qui a trait aux différences observées entre les hommes et les femmes de groupes d'âge différents, on remarque que les adolescentes et les jeunes adultes de sexe féminin affichent des durées de chômage plus courtes et une incidence inférieure à celle de leurs homologues de sexe masculin, alors que les femmes d'âge adulte présentent une incidence du chômage supérieure, mais une durée de chômage nettement inférieure à celle des hommes.

Considérons maintenant l'autre face, l'emploi. Comme les adolescents connaissent un taux de chômage supérieur, leur taux d'emploi est naturellement inférieur à celui des autres groupes d'âge. Compte tenu de leur expérience du marché du travail évidemment plus restreinte, la durée de leur emploi devrait aussi être plus courte. Par ailleurs, on pourrait s'attendre à ce que l'incidence de l'emploi soit, pour eux, supérieure à celle des adultes, puisque ces jeunes ont tendance à passer en grand nombre de l'inactivité à la participation au marché du travail. C'est effectivement ce que l'on constate en consultant le tableau 7-4. Sur une base mensuelle moyenne en 1980, 10,4 % des adolescents ont trouvé un emploi et l'ont conservé pendant 8,2 mois. Les chiffres correspondants pour le groupe de 25 à 44 ans sont de 2,6 % et de 35,7 mois, respectivement.

Tableau 7-4

Taux d'emploi et ses composantes selon l'âge et le sexe, moyenne mensuelle, 1980

	Taux d'emploi estimé	Incidence de l'emploi	Durée de l'emploi
	En pourcentage		En mois
Les deux sexes			
Tous les âges	92,85	3,83	24,27
15 à 19 ans	85,00	10,43	8,15
20 à 24 ans	89,63	4,77	18,80
25 à 44 ans	94,33	2,64	35,71
45 à 64 ans	95,14	2,46	38,61
Hommes			
Tous les âges	93,22	3,20	29,15
15 à 19 ans	83,76	10,51	7,97
20 à 24 ans	88,98	4,92	18,08
25 à 44 ans	94,78	1,90	50,00
45 à 64 ans	95,62	1,82	52,63
Femmes			
Tous les âges	92,32	4,75	19,42
15 à 19 ans	86,44	10,34	8,36
20 à 24 ans	90,37	4,59	19,69
25 à 44 ans	93,57	3,79	24,69
45 à 64 ans	94,20	3,65	25,84

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada, et tableau 6-2.

Comparativement aux adolescents, les jeunes adultes présentent une incidence d'emploi beaucoup plus faible (4,8 %), incidence qui est plus que compensée par la durée moyenne supérieure de leurs périodes d'emploi (18,8 mois), de sorte que leur taux d'emploi est supérieur (89,6 par opposition à 85,0 %). De façon générale, l'expérience des jeunes adultes en matière d'emploi diffère nettement de celle des adolescents et se rapproche davantage de celle des groupes plus âgés. Sous cet aspect, jeunes hommes et jeunes femmes vivent des situations analogues.

Taux de chômage et importance relative des flux d'activité

Si nous passons maintenant à une autre perspective de l'influence des flux bruts sur les taux de

chômage, le tableau 7-5 décrit l'écart entre les divers groupes d'âge et de sexe et le groupe de référence constitué des hommes âgés de 25 à 44 ans[2]. En 1980, le taux de chômage des jeunes hommes de 15 à 19 ans était supérieur de 11,02 points de pourcentage à celui des hommes de 25 à 44 ans, cet écart étant distribué selon chacun des divers flux d'activité. Les trois premiers tendent à faire augmenter le taux de chômage des adolescents par rapport au groupe de référence, alors que les autres flux tendent à l'abaisser. Le flux emploi-inactivité est celui qui contribue le plus au taux de chômage supérieur des adolescents (7,88 points de pourcentage) alors que le flux emploi-chômage vient en second (6,44). Ainsi, les cessations d'emploi, prenant souvent la forme de taux élevés de retrait d'activité, semblent être un facteur déterminant du haut niveau de chômage des adolescents.

L'effet de tous les autres flux combinés est plutôt secondaire. Il est intéressant de noter que les taux de succès à l'entrée (ou au retour) dans la population active contribuent à faire baisser les taux de chômage des adolescents par rapport au groupe de référence. En d'autres termes, une fois qu'un adolescent est sorti de la population active, ses chances de trouver du travail sont légèrement meilleures que celles du groupe de référence. Ces observations peuvent également s'appliquer, avec quelques nuances, à la situation des adolescentes.

En ce qui concerne les jeunes adultes, les deux premiers flux du tableau font augmenter leur taux de chômage par rapport à celui du groupe de référence. Toutefois, l'importance de ces flux est beaucoup moins grande qu'elle ne l'est pour les adolescents.

Variations saisonnières et comportement des divers groupes démographiques sur le marché du travail

Certains groupes démographiques se distinguent des autres par le caractère temporaire, et souvent saisonnier, de leur participation au marché du travail. Le graphique 7-1 met en relief les taux de transition mensuels de l'emploi vers l'inactivité, *en*, et de l'inactivité vers l'emploi, *ne*. Ces deux flux sont caractérisés par le haut niveau d'activité des jeunes sur le marché du travail pendant l'été. Nombre d'adolescents trouvent un emploi au cours des mois de mai et juin (le taux de transition *ne* monte pendant ces mois) pour le quitter en aussi grand nombre par la suite. Le taux de sortie de la population active, après une période d'emploi, est à son sommet au moment de la rentrée des classes en septembre. Pour les jeunes adultes, par contre, le taux *ne* atteint un sommet plus tôt, soit en mai, alors que l'augmentation de *en* est nettement inférieure, ce qui indique que bon nombre de ces jeunes qui participent au marché du travail pendant l'été tentent de s'intégrer durablement dans la population active. Les fluctuations saisonnières relatives au flux *en* n'affectent presque pas les adultes, mais elles les touchent un peu plus dans le flux *ne*, peut-être en raison du comportement des femmes qui ont des enfants d'âge scolaire : leur taux de transition de l'inactivité vers

Tableau 7-5

Contribution des divers flux d'activité aux différences observées entre le taux de chômage des hommes d'âge moyen et ceux des autres groupes d'âge et de sexe, 1980

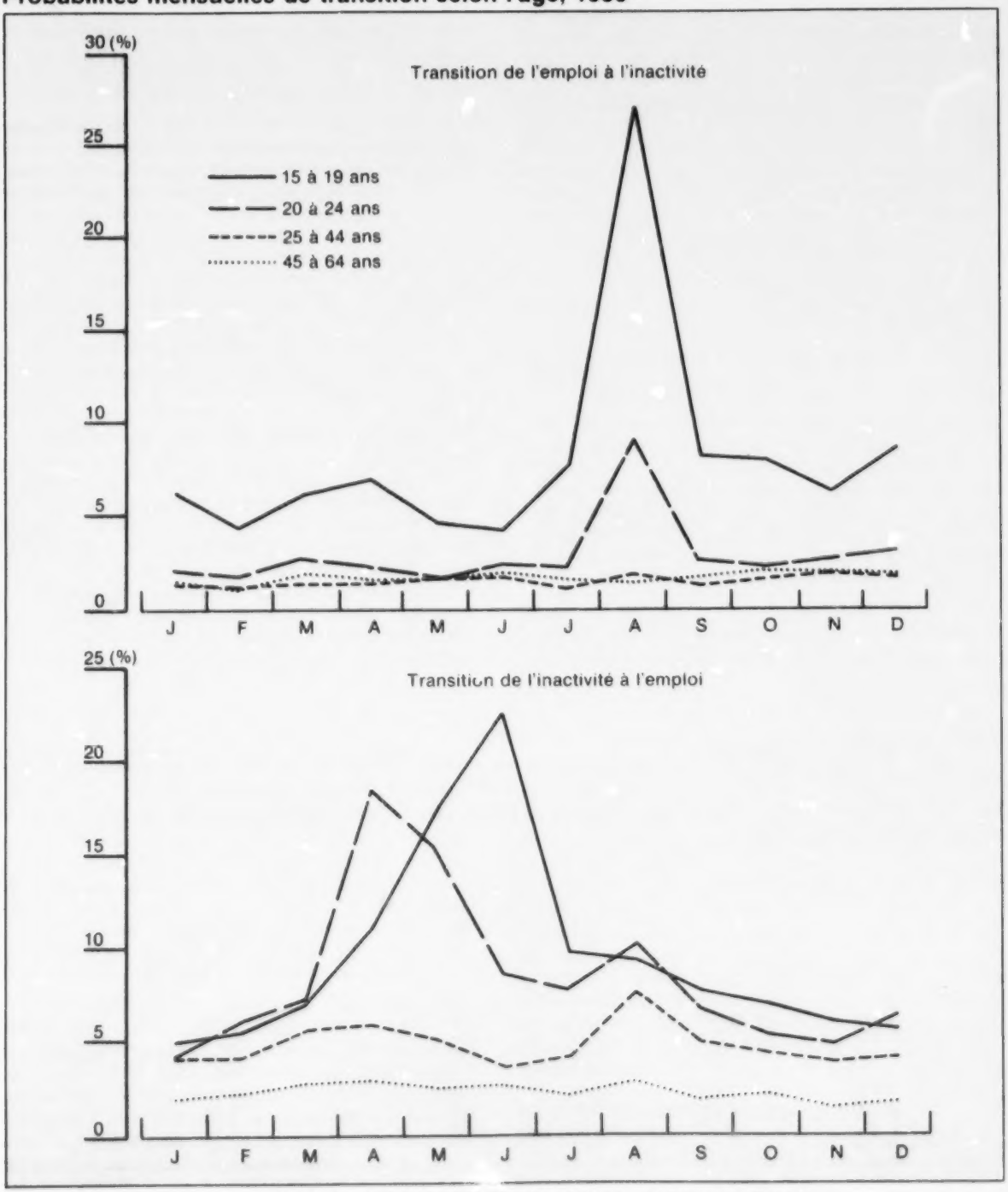
En points de pourcentage

	Flux d'activité					Écart total
	eu	*en*	*ue*	*un*	*pne*	
Écart pour les :						
Hommes						
15 à 19 ans	6,44	7,88	0,02	-2,24	-1,65	11,02
20 à 24 ans	3,88	2,71	-0,51	-0,08	-0,24	5,80
45 à 64 ans	-1,34	0,53	0,44	-0,43	-0,05	-0,85
Femmes						
15 à 19 ans	3,44	8,65	0,58	-2,82	-2,05	8,34
20 à 24 ans	1,22	3,68	0,49	-1,03	0,04	4,40
25 à 44 ans	-0,38	2,82	0,54	-1,21	-0,59	1,21
45 à 64 ans	-1,00	2,81	1,02	-1,98	-0,98	0,58

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Graphique 7-1

Probabilités mensuelles de transition selon l'âge, 1980



SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

l'emploi est plus faible pendant les mois d'été, alors qu'il est au plus fort au moment de la rentrée des classes, les femmes retournant alors au travail.

Cette forte participation des jeunes à la population active pendant l'été se traduit évidemment dans les données sur les « stocks ». En avril 1980, 2 913 000 jeunes de 15 à 24 ans participaient à la population active; ce nombre a grimpé à 3 558 000 en juillet (mois de pointe), et a fléchi à 3 009 000 en septembre.

Le tableau 7-6 fait voir les fluctuations saisonnières sous un autre aspect. Une forte proportion de la cohorte des jeunes de 15 à 19 ans se compose d'étudiants qui ne participent au marché du travail que pendant l'été et retournent aux études à l'automne. Ces étudiants qui désirent reprendre leurs études représentent environ 86 % des étudiants de ce groupe d'âge qui entrent sur le marché du travail pendant les mois d'été[3]. La situation est différente pour les 20 à 24 ans : plus du tiers de ces jeunes n'ont pas l'intention de retourner aux études à l'automne suivant et cherchent donc un emploi à plus long terme, et non un emploi temporaire.

Les comportements de ces deux groupes, ceux qui désirent reprendre leurs études et ceux qui n'en ont pas l'intention sont très distincts. Les taux d'activité augmentent rapidement en juin pour les deux groupes, mais nettement plus pour le second. En septembre, comme on peut s'y attendre, le taux diminue nettement pour les jeunes qui retournent aux études, mais pas pour les autres. La principale distinction à noter a cependant trait au taux de chômage. Les

Tableau 7-6

Situation des étudiants sur le marché du travail au cours de l'été, 1980

En pourcentage

		Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre
Étudiants retournant aux études						
Hommes						
15 à 19 ans	PR*	40,2	57,2	68,7	64,0	38,0
	UR†	12,5	18,8	15,4	10,1	10,2
	EPR‡	35,1	46,5	58,1	57,5	34,2
20 à 24 ans	PR	68,4	79,8	83,8	80,2	29,5
	UR	19,9	10,7	5,9	6,0	8,7
	EPR	54,8	71,2	78,8	75,4	26,9
Femmes						
15 à 19 ans	PR	35,7	48,9	59,5	55,4	35,0
	UR	11,3	16,9	14,6	9,7	10,5
	EPR	31,7	40,6	50,9	50,1	31,3
20 à 24 ans	PR	66,4	77,8	80,7	75,8	36,0
	UR	19,6	10,2	4,8	...	...
	EPR	53,4	69,9	76,8	72,4	33,8
Autres étudiants						
Hommes						
15 à 19 ans	PR	53,1	70,9	84,5	86,1	84,6
	UR	14,8	21,1	20,0	20,6	16,3
	EPR	45,2	55,9	67,6	68,4	70,8
20 à 24 ans	PR	62,7	81,4	85,8	90,8	89,2
	UR	22,0	14,9	12,7	16,6	16,9
	EPR	48,9	69,2	74,9	75,7	74,1
Femmes						
15 à 19 ans	PR	51,5	62,0	79,3	83,0	80,6
	UR	16,9	25,3	24,4	21,5	20,0
	EPR	42,9	46,3	60,0	65,2	64,5
20 à 24 ans	PR	65,0	78,3	79,2	82,1	79,0
	UR	26,5	14,2	15,4	16,9	18,8
	EPR	47,7	67,2	57,0	68,2	64,2

*PR = Taux d'activité.
†UR = Taux de chômage.
‡EPR = Ratio emploi-population.
SOURCE Statistique Canada, La population active, n° 71-001 au catalogue.

etudiants qui ne retournent pas aux études et qui, par definition, cherchent à s'intégrer de manière permanente dans la population active, souffrent beaucoup plus du chômage. Au cours du mois d'août 1980, par exemple, le taux de chômage de ce groupe était deux fois supérieur à celui des étudiants retournant aux etudes. Cet écart peut s'expliquer en partie du fait que les personnes ne retournant pas aux études seraient plus difficiles en ce qui concerne le type d'emploi qu'elles cherchent, mais les données permettent aussi de penser que les possibilités d'obtenir un emploi de longue durée ne sont pas très grandes. Cette dernière hypothèse justifie certainement une etude plus approfondie.

En étudiant les probabilités de retour dans la population active après une période sans emploi (tableau 7-7), on obtient davantage d'information au sujet de la nature saisonnière des marchés du travail des jeunes. Comme dans le cas d'autres groupes, la probabilité de retour des jeunes dans la population active est plus forte lorsque leur période sans emploi ne dépasse pas trois mois. Après trois mois, cette même probabilité diminue; elle augmente d'une façon marquée uniquement pour les personnes qui ont connu une période de 7 à 12 mois sans emploi. Cette forte augmentation peut certes être indicative de variations saisonnières. Notons aussi que l'augmentation est plus forte dans le cas des adolescents que dans celui des jeunes adultes et dépend beaucoup du pourcentage de jeunes qui trouvent un emploi dès qu'ils reintegrent la population active. L'existence de fluctuations saisonnières qui seraient spécifiques au comportement des jeunes semble confirmée lorsque l'on constate l'absence d'un tel mouvement pour les personnes de 25 ans et plus. En effet, pour ces personnes, la probabilité de réintégrer la population active diminue de manière continue à mesure que se prolonge la période sans emploi.

Le chômage selon le groupe démographique

Durée et concentration du chômage

Au chapitre 3, nous soutenions que, pour plusieurs raisons, la brièveté de la durée moyenne des périodes complètes de chômage était un indicateur qui pouvait nous induire en erreur en ce qui concerne le fardeau du chômage et la facilité de trouver un emploi. Il est donc préférable d'analyser la distribution de la durée du chômage. Pour étudier les aspects démographiques de ces questions, nous avons de nouveau employé des fonctions de risque afin d'établir la distribution des périodes complètes de chômage et la proportion du chômage total imputable à des périodes d'une durée donnée. Les résultats sont présentés au tableau 7-8 pour l'année 1980.

Pour ce qui a trait à la distribution des périodes de chômage selon la durée, on constate, d'une part, qu'environ 58 % de l'ensemble des périodes de chômage subies par les adolescents se terminent au cours du premier mois, ce qui représente un pourcentage nettement supérieur à celui qui est obtenu pour

Tableau 7-7

Probabilité de retour dans la population active après une période sans emploi*, 1980

En pourcentage

	Proportion des travailleurs reintegrant la population active					Proportion des rentrants qui trouvent un emploi				
	Tous les âges	15 à 19 ans	20 à 24 ans	25 à 44 ans	45 à 64 ans	Tous les âges	15 à 19 ans	20 à 24 ans	25 à 44 ans	45 à 64 ans
Durée de la période sans emploi										
1 à 3 mois	29,09	27,20	28,12	34,38	28,79	63,1	66,8	51,0	64,5	64,0
4 à 6 mois	17,40	15,15	16,98	23,06	18,02	53,9	56,0	51,0	52,9	52,6
7 à 12 mois	18,77	24,76	22,71	16,47	13,83	54,4	60,8	53,5	45,1	49,0
1 à 5 ans	4,28	16,68	8,70	5,92	3,02	43,9	44,9	37,0	43,9	42,7
Plus de 5 ans	0,88	-	5,92	2,53	0,93	56,8	-	57,1	50,2	64,5
Moyenne	6,72	15,25	16,50	9,00	3,99	56,4	60,0	49,9	53,9	56,4

*Ces données, qui excluent les nouvelles entrées dans la population active, sont basées sur des transitions de l'inactivité à l'emploi ou au chômage. Comme la définit Statistique Canada, la période d'inactivité est calculée à partir de la date de cessation de l'emploi antérieur et peut donc comprendre une période de chômage, d'où le choix de l'expression « sans emploi » plutôt que l'expression « inactif ».

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Tableau 7-8

Caractéristiques des périodes complètes de chômage, selon l'âge, 1980

En pourcentage

	Proportion des périodes		Proportion du chômage attribuable à des périodes		Modèle de Markov	
	De moins d'un mois	De plus de 6 mois	De moins d'un mois	De plus de 6 mois	Proportion des périodes de plus de 6 mois	Proportion du chômage attribuable à des périodes de plus de 6 mois
Tous les âges	55,28	4,91	25,01	20,55	3,43	12,28
15 à 19 ans	58,22	2,39	30,33	10,83	1,49	6,01
20 à 24 ans	52,06	6,20	21,81	24,30	4,38	15,06
25 à 44 ans	53,04	6,10	22,45	24,44	4,40	15,10
45 à 64 ans	54,60	5,79	23,71	23,49	4,33	14,94

SOURCE : Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

les autres groupes d'âge; d'autre part, seulement 2,4 % de ces périodes dépassent six mois, ce qui est aussi beaucoup plus favorable que la situation des autres groupes démographiques. Les jeunes adultes, par contre, connaissent la situation inverse : la proportion la plus faible de périodes se terminant en moins d'un mois et la proportion la plus forte de périodes dépassant six mois. C'est donc chez les adolescents que la concentration du chômage est la plus faible, alors qu'elle est la plus forte de tous les groupes d'âge chez les jeunes adultes, lorsque les deux sexes sont considérés globalement. Pour les adolescents, environ 11 % du chômage est attribuable à des périodes dépassant six mois. Dans le cas des jeunes adultes (ainsi que pour les adultes de 25 à 44 ans) le pourcentage correspondant est de 24 %. Même chez les adolescents, cependant, la concentration observée est supérieure à celle que l'on obtient par un processus de Markov, qui suppose des taux de sortie constants; les chiffres seraient alors de 10,8 % contre 6,0 % pour la proportion du chômage et 2,4 % contre 1,5 % pour la proportion des périodes de chômage. Ainsi, quel que soit le groupe démographique, le taux de sortie du chômage diminue à mesure que se prolonge la période de chômage; en d'autres termes, la probabilité de sortir du chômage n'est pas constante pendant toute la période de chômage.

Au chapitre 5, nous avons vu que le chômage de longue durée est sensible à l'évolution structurelle de l'économie et à ses fluctuations cycliques. En utilisant la même méthode, nous analysons ici la question par groupe démographique (tableau 7-9). Les constatations effectuées au chapitre 5 sont corroborées pour chacun des groupes. Seule la situation des hommes âgés de 45 ans et plus n'est pas correctement représentée par l'équation. Pour tous les autres groupes, on constate que les facteurs structurels ont fait croître le chômage de longue durée au cours de la période 1972-1980. Nul doute que cet aspect est important pour l'élaboration de politiques destinées à combattre le chômage. En ce qui concerne l'influence des cycles économiques, les divers groupes n'en sont pas affectés également : les jeunes adultes, hommes ou femmes sont les plus affectés, alors que les personnes de 25 à 44 ans le sont le moins. Ce qui est encore plus intéressant, toutefois, c'est le temps que prend le chômage de longue durée à réagir aux changements de la conjoncture économique. Alors que les hommes âgés de 20 ans et plus et les adolescentes réagissent immédiatement à ces changements, et ensuite pendant plusieurs mois, les femmes de 20 ans et plus et les adolescents sont affectés seulement après quelques mois par une amélioration ou une détérioration de la situation économique. Cela aussi s'avère d'une certaine importance du point de vue de l'élaboration des politiques.

Les retraits d'activité et leur incidence sur la concentration du chômage

Nous savons déjà que les entrées dans la population active et les sorties d'activité jouent un rôle très important dans la détermination des taux de chômage des jeunes, et que pour eux, les probabilités de telles transitions sont généralement plus élevées que pour les autres groupes démographiques. La question que nous nous posons maintenant est la suivante : les jeunes sont-ils plus enclins à se décourager dans leur recherche d'emploi que ne le sont les autres travailleurs ?

Tableau 7-9

Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre de personnes en chômage prolongé, selon l'âge et le sexe, 1972-1980

	Variable dépendante — personnes en chômage prolongé							
	Hommes				Femmes			
	15 à 19 ans	20 à 24 ans	25 à 44 ans	45 ans et plus	15 à 19 ans	20 à 24 ans	25 à 44 ans	45 ans et plus
Constante	113 562*	295 034*	386 276*	45 900	110 357*	162 507*	169 385*	119 789*
Janvier	132	-2 879*	-4 527*	-1 757	1 201	-1 649*	-1 645	560
Février	1 232	-881	-3 095*	-848	1 736*	-897	-995	1 770*
Mars	3 584*	232	-1 499	400	3 301*	-205	1 102	3 225*
Avril	4 168*	3 502	2 303**	2 956*	2 643*	86	3 003*	2 607*
Mai	3 552*	3 701*	4 747*	2 767*	2 507*	-50	2 281*	1 547*
Juin	3 039*	3 921*	3 952*	1 472	2 175*	213	1 705	692
Juillet	1 866*	3 913*	3 189*	1 297	657	-312	1 178	-109
Août	1 211	2 072	3 004*	467	737	-60	-533	943
Septembre	-	-	-	-	-	-	-	-
Octobre	-212	40	-1 607	-973	455	-439	-1 159	468
Novembre	-425	-629	-688	-1 521	117	-673	-1 499	-58
Décembre	-714	-640	-1 484	-2 094**	50	-612	-1 456	-371
1972	-455	-2 454**	-2 422	6 389*	-2 420*	-2 567*	-1 819	-1 221
1973	-	-	-	-	-	-	-	-
1974	2 388*	5 130*	2 263	-1 556	884	3 405*	1 466	1 878**
1975	5 986*	7 466*	6 549*	3 085	1 710	6 773*	4 515*	4 586*
1976	4 236*	10 873*	9 471*	-4 076**	4 862*	8 751*	15 129*	6 996*
1977	7 962*	14 324*	13 283*	-638	6 906*	13 976*	19 206*	9 567*
1978	8 796*	20 020*	21 772*	6 610*	8 737*	15 248*	20 021*	13 126*
1979	8 927*	21 919*	28 421*	480	9 848*	17 553*	27 225*	13 334*
1980	10 114*	27 820*	36 561*	2 040	10 514*	20 101*	28 592*	16 000*
EPR décalé								
∂_0	-135	-1 151*	-1 883*	-1	-943*	-173	-339	-230
∂_1	-159	-969*	-1 522*	-17	-716*	-215	-331	-229
∂_2	-176	-802*	-1 198*	-31	-515*	-247**	-321	-225**
∂_3	-188**	-651*	-909*	-43	-340*	-270*	-308*	-218*
∂_4	-194*	-516*	-657*	-51	-190*	-284*	-291*	-209*
∂_5	-195*	-396*	-440*	-56	-66	-289*	-271*	-197*
∂_6	-190*	-292*	-259	-59	32	-285*	-248**	-182*
∂_7	-180**	-203	-114	-59	104	-272*	-222	-164**
∂_8	-164	-131	-6	-56	151	-250*	-193	-144
∂_9	-142	-73	67	-51	172**	-218*	-161	-121
∂_{10}	-115	-32	104	-42	168*	-177*	-125	-95
∂_{11}	-82	-5	106	-31	138*	-127**	-87	-66
∂_{12}	-44	5	71	-17	82*	-68**	-45	-34
∂_{13}	0	0	0	0	0	0	0	0
Total ($\Sigma\partial_k$)	-1 964*	-5 216*	-6 641*	-514	-1 925*	-2 876*	-2 943*	-2 114*
$\bar{R}^2$	0,6951	0,7819	0,7753	0,7090	0,7311	0,8540	0,9302	0,8452
DW	1,71	1,40	1,02	1,12	1,77	1,20	1,40	1,11

*Significatif à 5 %.
**Significatif à 10 %.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données fournies par Statistique Canada. Voir aussi le tableau 5-5.

Dans le chapitre 4, nous avons souligné que le taux de sortie d'une situation de chômage était nettement supérieur au taux de sortie de l'emploi. Cet écart indique clairement que ce ne sont pas des raisons personnelles qui sont avant tout à l'origine du taux élevé de sortie de la population active, à partir d'une situation de chômage, mais plutôt le découragement qui résulte des échecs subis dans la recherche d'un emploi. Lorsqu'on tient compte de l'âge, on observe les mêmes tendances, mais l'écart entre *un* et *en*

n'est pas aussi important dans le cas des adolescents qu'il l'est pour les autres groupes d'âge : bien que leur taux de sortie de la population active à la suite d'une période de chômage soit relativement élevé (26 % comparativement à 17 % pour les adultes de 25 à 44 ans), l'écart entre leur taux de sortie de l'emploi et celui des adultes est encore plus élevé en termes relatifs (8,7 % par opposition à 1,5 %). Comme nous l'avons signalé plus haut, la valeur plus élevée de *en* reflète essentiellement des facteurs saisonniers et agit certainement sur la comparaison avec d'autres groupes d'âge.

Si l'on considère les périodes de chômage qui se soldent par un retrait d'activité, on constate (tableau 7-10) qu'elles sont relativement beaucoup plus nombreuses dans le cas des adolescents, le contraste étant particulièrement important chez les hommes. Toutefois, la proportion de ces périodes augmente en fonction de la durée du chômage pour l'ensemble des groupes démographiques, sauf chez les adolescents. On peut expliquer cette situation des adolescents en partie par le fait qu'un grand nombre de ceux-ci ne participent au marché du travail que pendant quelques mois dans l'année, ce qui traduit de nouveau des facteurs de nature saisonnière.

Si toutes les périodes de chômage se terminaient par une prise d'emploi et aucune par un retrait d'activité (ce qui correspond à l'hypothèse du « chercheur inlassable » – voir chapitre 3), les périodes de chômage des adolescents dureraient 4,5 mois en moyenne, durée pratiquement identique à la durée moyenne générale (tableau 7-11). Cependant, comme les retraits d'activité sont plus nombreux chez les adolescents et chez les femmes, l'augmentation de la durée moyenne des périodes complètes de chômage est beaucoup plus importante dans leur cas. Sous l'hypothèse du « chercheur inlassable », ces groupes subissent en fait des périodes de chômage substantiellement plus longues.

C'est sans doute là un tableau peu nuancé. En effet, les retraits d'activité ne résultent pas tous du découragement. Dans le cas des adolescents, par exemple, ils peuvent bien s'inscrire dans un processus normal de retour aux études. Cette hypothèse est appuyée par les données présentées au tableau 7-12, qui indiquent qu'environ 57 % des sorties d'activité des adolescents se produisent au cours du premier mois de chômage. Il est peu probable que les gens se découragent aussi rapidement; il semblerait plutôt raisonnable de penser que la recherche d'emploi dure

Tableau 7-10

Proportion des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, selon l'âge, le sexe et la durée du chômage, 1980

En pourcentage

	Durée des périodes complètes					
	Moins d'un mois	1 à 2 mois	2 à 3 mois	3 à 6 mois	Plus de 6 mois	Moyenne
Les deux sexes						
Tous les âges	41,4	45,7	47,4	49,4	60,5	44,3
15 à 19 ans	51,2	55,9	50,8	55,0	54,5	51,5
20 à 24 ans	32,7	35,4	42,0	44,6	56,0	37,1
25 à 44 ans	37,0	42,2	44,2	47,7	58,7	41,1
45 à 64 ans	41,8	44,7	56,7	51,6	70,9	48,0
Hommes						
Tous les âges	32,9	37,7	39,9	40,8	54,5	36,9
15 à 19 ans	48,2	52,6	46,5	51,2	51,5	48,3
20 à 24 ans	23,0	27,7	34,3	35,3	47,9	28,6
25 à 44 ans	22,5	26,1	35,2	34,2	47,9	29,0
45 à 64 ans	30,8	38,7	44,9	46,3	58,6	41,9
Femmes						
Tous les âges	49,8	54,2	56,4	60,3	66,4	52,0
15 à 19 ans	55,0	59,6	56,9	59,4	57,8	55,4
20 à 24 ans	43,9	43,5	51,7	56,0	62,1	46,3
25 à 44 ans	48,2	56,6	53,1	63,0	68,2	51,7
45 à 64 ans	52,5	52,0	72,9	61,2	74,0	55,3

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada, et tableau 3-4.

Tableau 7-11

Durée moyenne des périodes complètes de chômage, selon l'âge et le sexe, 1980

En mois

	Estimation de la fonction du risque	Hypothèse du « chercheur inlassable »*
Les deux sexes		
Tous les âges	2,21	4,48
15 à 19 ans	1,92	4,50
20 à 24 ans	2,39	4,18
25 à 44 ans	2,36	4,44
45 à 64 ans	2,30	4,74
Hommes		
Tous les âges	2,38	4,14
15 à 19 ans	1,97	4,31
20 à 24 ans	2,52	3,80
25 à 44 ans	2,72	4,05
45 à 64 ans	2,46	4,34
Femmes		
Tous les âges	2,04	4,94
15 à 19 ans	1,86	4,78
20 à 24 ans	2,25	4,72
25 à 44 ans	2,05	4,91
45 à 64 ans	2,13	5,33

*Se referer au chapitre 3 pour une definition de ce terme

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada, et tableau 3-3.

un peu plus longtemps avant que le découragement ne s'installe.

En utilisant de nouveau la méthode élaborée au chapitre 4, nous avons estimé le nombre de travailleurs découragés après une période « raisonnable » de recherche active d'emploi. D'après nos calculs, seulement 12 % des retraits d'activité peuvent s'expliquer par le découragement dans le cas des adolescents; ce pourcentage est relativement faible si on le compare au pourcentage d'environ 30 % obtenu pour les hommes de 20 ans et plus. Cependant, comme les retraits de la population active sont beaucoup plus nombreux chez les adolescents, la contribution du découragement au taux de chômage est plus prononcée dans ce groupe en termes de points de pourcentage (tableau 7-13).

Au chapitre 4, nous avons tenté de mesurer l'incidence des facteurs saisonniers, structurels et cycliques sur le phénomène du découragement, défini de diverses façons. Au sens le plus restreint, il se mesure, comme le fait Statistique Canada dans son enquête mensuelle sur la population active, par le nombre de personnes qui ne cherchent pas de travail parce qu'elles considèrent qu'il n'y a pas d'emplois disponibles, et au sens le plus large, par le nombre de personnes prêtes à travailler, mais qui n'ont pas cherché d'emploi. En utilisant la même méthode et, surtout, la même équation de base (équation 4.1), nous analysons ici le découragement en raffinant la ventilation des groupes démographiques et en nous limitant à la définition restreinte du phénomène.

Les coefficients saisonniers reflètent les tendances habituelles du marché du travail des adultes au Canada – baisse de l'emploi en hiver – alors qu'ils font ressortir la plus grande disponibilité des jeunes en été : 80 % de l'augmentation du nombre de travailleurs découragés en juillet et en août est attribuable aux personnes de moins de 25 ans, toutes autres choses étant égales par ailleurs. L'importance croissante des facteurs structurels mérite d'être relevée comme un phénomène commun à tous les groupes. Toutefois, ils influent plus sur l'augmentation du découragement chez les hommes (64 %) que chez les femmes, celles-ci ayant davantage profité de la croissance de l'emploi au cours des dernières années. Toutefois, la carence structurelle d'emplois n'épargne aucun groupe démographique.

La situation économique n'a pas le même effet pour tout le monde. Comme le montre l'élasticité du nombre de travailleurs découragés, à la moyenne du ratio emploi-population, ce sont les jeunes hommes qui sont le plus sensibles au découragement : une augmentation de 1 % de *EPR* fait croître de 52 % le nombre de personnes découragées dans ce groupe (leur nombre passerait, par exemple, de 13 000 à 20 000). Viennent ensuite les jeunes femmes, les femmes adultes et les hommes adultes par ordre décroissant de sensibilité. En décomposant la variable $(\Sigma \partial_k)$ (tableau 4-2), qui représente l'incidence cyclique globale, on voit que 38 % de l'effet d'une baisse d'un point de pourcentage du ratio emploi-population est attribuable aux jeunes hommes, 24 % aux femmes adultes, 20 % aux jeunes femmes et 18 % aux hommes adultes. Ce sont, de toute évidence les jeunes qui, de ce point de vue, sont les plus touchés par les périodes de ralentissement économique.

La récurrence du chômage

Une analyse approfondie du phénomène du chômage ne peut se faire sans examiner la récurrence possible du chômage au cours d'une période donnée, une année par exemple. Comme l'indique le tableau 7-15, ce n'est pas tellement selon l'âge que l'on observe des différences dans la récurrence du chômage, mais plutôt selon le sexe : près de 19 % des femmes ont connu plus d'une période de chômage en 1980, comparativement à 28 % des hommes. Selon les groupes d'âge, les travailleurs plus âgés tendent à se retrouver en chômage plus fréquemment (28 % pour les personnes âgées de 45

Tableau 7-12

Distribution des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, selon l'âge et le sexe, 1980

En pourcentage

	Durée des périodes complètes				
	Moins d'un mois	1 à 3 mois	3 à 5 mois	Plus de 5 mois	Total
Les deux sexes					
Tous les âges	50,7	29,5	10,5	9,2	100,0
15 à 19 ans	57,4	30,5	8,0	4,1	100,0
20 à 24 ans	44,7	30,2	12,8	12,3	100,0
25 à 44 ans	47,1	29,7	11,6	11,7	100,0
45 à 64 ans	47,5	29,4	11,6	11,6	100,0
Hommes					
Tous les âges	45,7	30,5	11,9	11,8	100,0
15 à 19 ans	57,2	29,8	8,2	4,7	100,0
20 à 24 ans	39,4	31,3	13,6	15,6	100,0
25 à 44 ans	36,5	31,6	14,4	17,5	100,0
45 à 64 ans	37,8	32,6	14,6	15,0	100,0
Femmes					
Tous les âges	55,3	28,6	9,2	6,9	100,0
15 à 19 ans	57,5	31,4	7,6	3,5	100,0
20 à 24 ans	49,7	29,5	11,1	9,7	100,0
25 à 44 ans	54,8	28,4	9,4	7,4	100,0
45 à 64 ans	56,0	25,8	9,2	9,0	100,0

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada, et tableau 4-4.

Tableau 7-13

Phénomène du découragement et son incidence sur le taux de chômage, selon l'âge et le sexe, 1980*

	15 à 19 ans	20 à 24 ans	25 à 44 ans	45 à 64 ans
	En milliers			
Nombre de travailleurs découragés :				
Hommes	8 - 20	14 - 25	22 - 38	13 - 26
Femmes	5 - 17	11 - 24	20 - 46	12 - 25
Les deux sexes	13 - 37	26 - 49	43 - 87	24 - 49
	En points de pourcentage			
Addition au taux de chômage :				
Hommes	1,2 - 2,9	1,4 - 2,5	0,7 - 1,2	0,7 - 1,4
Femmes	0,8 - 2,8	1,3 - 2,8	0,9 - 2,1	1,2 - 2,4
Les deux sexes	1,0 - 2,8	1,4 - 2,6	0,8 - 1,5	0,8 - 1,7

*Dans chaque paire de chiffres, le premier chiffre représente le stock des personnes qui, à un moment donné en 1980, n'étaient plus dans la population active, l'ayant quittée après avoir cherché un emploi pendant cinq mois ou plus; le second chiffre a trait aux personnes qui ont quitté la population active après trois mois ou plus de recherche. Les estimations relatives aux hommes et aux femmes peuvent ne pas correspondre au total puisque chaque estimation a été calculée indépendamment, puis arrondie.

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada, et tableau 4-5.

Tableau 7-14

Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre de travailleurs découragés, selon l'âge et le sexe, février 1977 à août 1982

	Variable dépendante			
	NWA - Hommes		NWA - Femmes	
	15 à 24 ans	25 ans et plus	15 à 24 ans	25 ans et plus
Constante	402 185*	191 936*	219 839*	266 107*
Janvier	6 086*	10 789*	1 896**	8 425*
Février	2 454	10 464*	-181	3 164*
Mars	1 654	7 670*	790	6 904*
Avril	24	5 462*	-18	4 233*
Mai	-2 156	1 394	-1 092	763
Juin	-697	-72	431	1 880
Juillet	7 620*	1 442	7 160*	3 495*
Août	10 509*	1 005	8 379*	2 243
Septembre	—	—	—	—
Octobre	880	2 534	-44	1 540
Novembre	3 898*	4 041*	1 281	5 824*
Décembre	7 540*	9 749*	3 405*	9 617*
1977	-6 152*	-3 459*	-3 949*	-5 198*
1978	—	—	—	—
1979	7 122*	3 947*	3 879*	2 712**
1980	12 243*	8 388*	6 469*	7 854*
1981	20 319*	10 993*	8 756*	10 820*
1982	22 143*	19 469*	10 775*	12 655*
EPR décalé				
∂_0	-1 559*	-559	-606	-2 575*
∂_1	-1 504*	-643*	-730*	-1 487*
∂_2	-1 367*	-656*	-764*	-663*
∂_3	-1 149*	-598	-708*	-102
∂_4	-848**	-470	-562**	195
∂_5	-465	-270	-326	229
∂_6	0	0	0	0
Total ($\Sigma\partial_k$)	-6 891*	-3 197*	-3 697*	-4 402*
R^2	0,937	0,922	0,917	0,895
$\bar{R}^2$	0,911	0,890	0,882	0,850
DW	1,45	1,43	1,93	1,99
Moyenne pour la période	13,226	16,452	10,806	18,387
Élasticité à la moyenne de EPR (%)	-52,102	-19,432	-34,212	-23,941

*Significatif à 5 %.
**Significatif à 10 %.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada. Voir aussi le tableau 4-2.

ans et plus) que les jeunes (22 % dans le cas du groupe de 15 à 24 ans).

Ces résultats ne correspondent peut-être pas à ce que nous aurions pu penser *a priori*. Cependant, pour replacer les choses dans leur propre perspective, il est important de considérer les différences qui existent entre les divers groupes démographiques quant au temps passé dans la population active. Cette information est présentée au tableau 7-16. En moyenne, en 1980, les jeunes ont passé environ 12 semaines de moins dans la population active que les hommes de 25 à 44 ans (38,3 semaines pour les premiers, 50 semaines pour les seconds), alors que les femmes y sont demeurées environ cinq semaines de moins que les hommes (42 et 46,7 semaines, respectivement). Certes, la proportion de personnes connaissant plus d'une période de chômage au cours

Tableau 7-15

Distribution des personnes en chômage à un moment donné au cours de l'année, selon le nombre de périodes de chômage, 1980

En pourcentage

	Nombre de périodes de chômage			
	1	2	3 ou plus	Total
Les deux sexes				
Tous les âges	76,1	18,8	5,1	100,0
15 à 24 ans	77,8	18,2	4,0	100,0
25 à 44 ans	75,4	18,5	6,1	100,0
45 ans et plus	72,4	21,5	6,1	100,0
Hommes				
Tous les âges	71,6	22,0	6,4	100,0
15 à 24 ans	74,3	20,8	4,8	100,0
25 à 44 ans	69,2	22,6	8,2	100,0
45 ans et plus	68,8	24,3	6,9	100,0
Femmes				
Tous les âges	81,4	15,0	3,6	100,0
15 à 24 ans	81,8	15,1	3,1	100,0
25 à 44 ans	82,0	14,1	3,9	100,0
45 ans et plus	77,6	17,4	5,0	100,0

SOURCE Statistique Canada (1982).

de l'année est légèrement plus faible chez les femmes et chez les jeunes que chez les hommes adultes, mais la période moyenne d'activité de ces deux groupes sur le marché du travail est plus courte, ce qui les fait globalement supporter, toutes choses étant égales par ailleurs, une part plus importante du fardeau du chômage.

Si l'on compare le nombre de personnes qui ont connu le chômage à un moment donné au cours de l'année à celui des personnes qui ont été actives aussi à un moment donné, on constate que près de 41 % des adolescents étaient dans cette situation en 1979, comparativement à seulement 12 % des personnes plus âgées (tableau 7-17). Toutefois, la proportion du temps passé en chômage diffère peu selon l'âge et le sexe. En particulier, les adolescents et les travailleurs plus âgés qui ont connu le chômage, ont passé à peu près le même temps en chômage en 1979, 40,6 et 41,6 % de leur temps d'activité, respectivement. Par conséquent, le chômage atteint un plus grand nombre de jeunes. En considérant le temps passé en chômage en proportion du temps passé dans la population active par tous les travailleurs à un moment donné, on obtient des taux de chômage qui sont très proches des taux officiels. Les hommes et les femmes connaissent à peu près la même situation, bien que les femmes qui ont connu le chômage au cours de l'année ont passé habituellement plus de temps en chômage, en proportion du temps passé dans la population active, que leurs homologues masculins. Cela atténue la portée de l'opinion, pourtant largement répandue, selon laquelle le chômage des femmes est de plus courte durée.

Tableau 7-16

Nombre moyen de semaines d'activité par personne active à un moment donné au cours de l'année, 1980

En semaines

	Tous les âges	15 à 24 ans	25 à 44 ans	45 ans et plus
Les deux sexes	44,7	38,3	47,4	47,5
Hommes	46,7	38,9	50,0	48,9
Femmes	42,0	37,4	43,7	45,2

SOURCE Statistique Canada (1982).

L'emploi selon le groupe démographique

Durée moyenne et distribution de l'emploi

L'instabilité d'emploi des jeunes est l'un des thèmes principaux des thèses sur le chômage de mobilité. On prétend aussi que cette instabilité est liée au travailleur plutôt qu'à l'emploi[4]. Chaque mois, une partie des périodes d'emploi se terminent, soit par une entrée en chômage, soit par une sortie de la population active. En moyenne, environ 4 % des périodes d'emploi prennent fin au cours d'un mois donné. Les autres – soit 96 % – poursuivent leur cours. Comparer la durée des périodes en cours selon les divers groupes d'âge est d'un intérêt restreint puisque la plupart des différences constatées peuvent être tout simplement imputables au fait que l'expérience des plus jeunes sur le marché du travail est, en moyenne, beaucoup plus courte que celle des travailleurs plus âgés. Sous l'hypothèse d'un état stationnaire, la mesure des périodes complètes correspond au double de l'ancienneté des périodes « en cours ». L'hypothèse d'un état stationnaire, qui peut être appropriée aux groupes d'âge moyen, ne correspond toutefois pas à la réalité vécue par les jeunes en général, et plus particulièrement par les adolescents. Leur participation future au marché du travail devrait normalement être beaucoup plus longue que leur expérience antérieure, ce qui vient directement à l'encontre de l'hypothèse d'un état stationnaire (tableau 7-18).

Tableau 7-17

Diverses mesures du chômage, 1979

En pourcentage

	Taux de chômage officiel	Personnes en chômage à un moment donné en proportion du nombre de personnes actives à un moment donné	Chômage en proportion du temps passé dans la population active par les :	
			Personnes actives à un moment donné	Personnes en chômage à un moment donné
Les deux sexes				
Tous les âges	7,5	21,5	6,8	36,9
15 à 19 ans	16,1	40,8	15,6	40,6
20 à 24 ans	10,8	31,2	9,8	34,4
25 à 44 ans	6,0	17,7	5,3	34,5
45 à 64 ans	4,7	12,1	4,4	41,6
Hommes				
Tous les âges	6,6	19,5	6,0	35,4
15 à 19 ans	16,4	40,2	15,4	39,7
20 à 24 ans	11,1	31,9	10,4	34,4
25 à 44 ans	4,9	15,6	4,6	32,2
45 à 64 ans	4,2	10,9	3,9	40,1
Femmes				
Tous les âges	8,8	24,0	7,4	38,8
15 à 19 ans	15,8	41,6	15,8	41,5
20 à 24 ans	10,4	30,5	9,1	34,8
25 à 44 ans	7,8	20,7	6,2	37,6
45 à 64 ans	5,6	14,2	5,0	44,0

SOURCE Statistique Canada, La population active, décembre 1979, n° 71-001 au catalogue, et Enquête sur l'activité annuelle 1980, compilations spéciales

Les estimations fondées sur les périodes terminées présentent des difficultés semblables. Comme nous l'avons déjà souligné, 4 % des périodes d'emploi se terminent, en moyenne, au cours d'un mois donné; cette proportion est d'environ 12 % pour les adolescents. La probabilité que les périodes d'emploi de longue durée se terminent au cours d'un mois donné est beaucoup moins élevée que ce n'est le cas pour les périodes plus brèves. La mesure des périodes terminées est donc susceptible d'être biaisée en baisse.

Compte tenu des limites inhérentes aux données sur la durée moyenne de l'emploi lorsqu'on veut comparer divers groupes démographiques, il peut être intéressant d'étudier la distribution des durées d'emploi pour chacun des groupes, comme nous l'avons fait au tableau 7-19. La distribution des périodes terminées dans la partie supérieure du tableau indique que la moitié des périodes d'emploi des adolescents durent trois mois ou moins et que seulement 19 % se prolongent au-delà d'un an. Dans le cas des jeunes adultes, environ un tiers des périodes d'emploi ne dépassent pas trois mois et environ un tiers excèdent une année. Il est étonnant de constater que, même pour le groupe d'âge moyen, environ un quart des emplois durent trois mois ou moins et qu'environ 47 % excèdent douze mois.

Pour les raisons démographiques déjà mentionnées, les longues périodes ne contribuent pas autant à l'emploi des adolescents et des jeunes adultes qu'à celui des personnes plus âgées. Quoi qu'il en soit, même dans le cas des adolescents, bien que seulement 19 % des périodes d'emploi terminées dépassent un an, elles n'en représentent pas moins un pourcentage extrêmement élevé de l'emploi de ce groupe attribuable aux périodes terminées, soit 68 %. Dans le cas des jeunes adultes, environ 32 % de ces périodes d'emploi se prolongent au-delà d'un an, représentant quelque 82 % de l'emploi de ce groupe, toujours attribuable aux périodes terminées. La contribution des longues périodes est encore plus élevée si l'on fait l'analyse des données sur les périodes en cours. Environ 35 % des périodes en cours dépassent un an pour les adolescents et ces périodes contribuent pour près de 78 % à l'emploi de ce groupe attribuable aux périodes en cours. Chez les jeunes adultes, les proportions sont de 59 et 92 %, respectivement.

Cette analyse est certes intéressante, mais il convient aussi de comparer les chiffres des parties

Tableau 7-18

Durée des périodes d'emploi, 1980

Années

	Périodes en cours	Périodes complètes*	Périodes terminées†		
			Total	S'étant terminées par une entrée en chômage	S'étant terminées par un retrait d'activité
Tous les âges					
Les deux sexes	7.4	14.8	2.9	2.3	3.2
Hommes	8.7	17.5	3.2	2.6	3.7
Femmes	5.6	11.1	2.7	2.0	3.0
15 à 19 ans					
Les deux sexes	1.1		0.7	0.5	0.7
Hommes	1.2		0.6	0.6	0.7
Femmes	1.0		0.7	0.5	0.8
20 à 24 ans					
Les deux sexes	2.1		1.2	1.1	1.2
Hommes	2.1		1.1	1.2	1.1
Femmes	2.0		1.2	1.1	1.3
25 à 44 ans					
Les deux sexes	5.9		2.8	2.8	2.8
Hommes	6.6		3.0	3.0	2.9
Femmes	4.9		2.6	2.3	2.8
45 à 64 ans					
Les deux sexes	14.0		7.7	5.4	8.8
Hommes	16.3		9.2	6.3	11.3
Femmes	10.3		6.7	4.3	7.4

*Cette mesure des périodes complètes est obtenue en doublant la durée des périodes en cours. Comme cette procédure exige que l'on pose l'hypothèse de l'état stationnaire, elle n'est appliquée qu'aux données globales (se référer au texte pour plus d'explications).
†Cette mesure est obtenue directement des données mensuelles sur les périodes complètes d'emploi (c'est-à-dire les périodes EN et EU) distribuées selon la durée de l'emploi.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

supérieure et inférieure du tableau 7-19 : ces chiffres traduisent le degré de concentration des courtes périodes dans les périodes terminées.

Pour améliorer l'évaluation – ici, limitée – des périodes complètes d'emploi, il faut de toute évidence se baser sur une période d'observation beaucoup plus longue. C'est pourquoi nous avons porté notre attention sur les taux de conservation d'emploi au chapitre 6. Comme nous l'indiquions, les jeunes occupent plusieurs emplois avant d'en trouver un permanent. Mais, même dans le cas de la cohorte de 20 à 24 ans, environ un tiers des personnes détenant un emploi depuis cinq ans devraient conserver cet emploi pendant encore 15 ans. Ainsi, même parmi les jeunes adultes, la stabilité de l'emploi est une réalité dont l'importance est loin d'être négligeable.

Périodes d'emploi de courte durée

En raison de l'importance de l'effet démographique sur la durée des périodes d'emploi, il peut être intéressant de comparer le comportement de différentes cohortes d'âge en examinant les caractéristiques des courtes périodes d'emploi. Ces données, tirées de l'Enquête sur l'activité annuelle, sont relevées dans le tableau 7-20 et représentent les périodes d'emploi qui ont débuté et pris fin en 1979. Par définition, ces périodes excluent les périodes en cours au début ou à la fin de l'année. Quatre types de périodes d'emploi y sont présentées, selon le statut d'activité possible avant et après la période d'emploi, c'est-à-dire UEU, UEN, NEU et NEN.

Toutes les cohortes d'âge font état d'une prépondérance de périodes d'emploi précédées et suivies par le statut d'inactivité, NEN. Cette concentration est toutefois plus grande chez les adolescents (ainsi que chez les personnes âgées de 45 à 64 ans, surtout chez les femmes). La nature saisonnière de la participation des adolescents au marché du travail est probablement la principale explication de ce phénomène. Une forte proportion des adolescents n'entrent sur le marché du travail que dans les mois d'été et

Tableau 7-19

Distribution cumulative des périodes d'emploi terminées et en cours, ainsi que de l'emploi total, selon la durée des périodes et l'âge, 1980

En pourcentage

	Groupe d'âge									
	Tous les âges		15 à 19 ans		20 à 24 ans		25 à 44 ans		45 à 64 ans	
	Proportion des périodes	Proportion de l'emploi	Proportion des périodes	Proportion de l'emploi	Proportion des périodes	Proportion de l'emploi	Proportion des périodes	Proportion de l'emploi	Proportion des périodes	Proportion de l'emploi
Durée des périodes terminées :										
3 mois ou moins	33,0	1,3	50,6	9,1	32,7	3,4	25,2	1,0	19,9	0,3
6 mois ou moins	49,0	3,3	68,2	18,4	54,0	9,8	40,5	3,0	29,4	0,8
12 mois ou moins	61,1	6,2	80,6	31,5	67,6	18,1	53,0	6,2	39,2	1,7
3 ans ou moins	77,9	16,9	95,7	71,6	87,8	50,0	71,5	18,7	53,0	5,1
5 ans ou moins	85,0	26,6	99,2	91,4	96,0	77,6	80,9	32,2	60,5	9,0
10 ans ou moins	92,1	43,8	100,0	100,0	99,6	97,0	92,9	62,6	72,7	20,5
15 ans ou moins	95,3	57,0			100,0	100,0	97,7	83,6	80,8	33,4
20 ans ou moins	96,8	69,5					99,4	93,9	85,7	44,5
Plus de 20 ans	100,0	100,0					100,0	100,0	100,0	100,0
Durée des périodes en cours :										
3 mois ou moins	8,8	0,2	28,5	3,2	14,9	0,9	6,6	0,1	3,2	0,0
6 mois ou moins	15,3	0,5	45,0	8,7	25,6	2,8	12,2	0,5	5,9	0,1
12 mois ou moins	24,1	1,4	64,5	21,7	40,7	8,2	20,2	1,5	9,4	0,3
3 ans ou moins	43,8	6,6	92,0	67,4	73,9	39,2	39,8	7,9	19,5	1,7
5 ans ou moins	56,3	13,4	97,9	88,4	90,8	71,4	54,6	17,6	28,0	4,1
10 ans ou moins	74,7	31,3	100,0	100,0	99,7	98,4	79,5	48,0	45,7	13,3
15 ans ou moins	84,6	47,9			100,0	100,0	91,9	73,5	59,9	25,8
20 ans ou moins	90,1	60,8					97,1	88,5	70,7	39,1
Plus de 20 ans	100,0	100,0					100,0	100,0	100,0	100,0

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Tableau 7-20

Distribution des périodes d'emploi de courte durée selon l'âge, le sexe et le type de période, 1979*

En pourcentage

	Type de période				
	UEU	UEN	NEU	NEN	Total
Les deux sexes					
Tous les âges	14,3	12,4	9,8	63,5	100,0
15 à 19 ans	9,0	13,5	9,7	67,8	100,0
20 à 24 ans	17,7	16,7	12,4	53,3	100,0
25 à 44 ans	18,3	11,6	10,6	59,5	100,0
45 à 64 ans	15,2	7,9	7,5	69,4	100,0
Hommes					
Tous les âges	18,7	13,4	11,2	56,6	100,0
15 à 19 ans	10,7	13,4	9,9	65,9	100,0
20 à 24 ans	22,7	16,5	13,4	47,3	100,0
25 à 44 ans	27,9	13,6	13,4	44,9	100,0
45 à 64 ans	21,7	10,8	10,4	57,5	100,0
Femmes					
Tous les âges	9,8	11,4	8,4	70,3	100,0
15 à 19 ans	7,0	13,7	9,2	70,1	100,0
20 à 24 ans	11,0	16,9	11,0	61,0	100,0
25 à 44 ans	11,8	10,2	8,6	69,4	100,0
45 à 64 ans	10,2	5,5	5,1	79,2	100,0

*Se référer au chapitre 2 pour une définition des types de périodes. Ces périodes d'emploi ont commencé et pris fin au cours de la même année.

SOURCE Statistique Canada, Enquête sur l'activité annuelle, 1980, compilations spéciales. Voir aussi le tableau 6-2.

trouvent un emploi qui se termine au moment de leur retour aux études (et par conséquent, de leur sortie de la population active). La prédominance des flux NEN ne permet pas d'appuyer l'argument de l'instabilité d'emploi avancée par certains économistes qui défendent la thèse du chômage de mobilité. Il convient aussi de souligner que l'expérience d'emploi des jeunes adultes est assez différente de celle des adolescents; en effet, elle se rapproche davantage de celle des adultes, lorsqu'on examine les périodes d'emploi de courte durée.

Le tableau 7-21 permet de résumer le « portrait » de l'emploi par groupe démographique, exposé dans la présente section. Ce tableau fait état du nombre de semaines d'emploi des personnes qui ont été occupées à un moment donné en 1980. La différence entre les jeunes et les adultes est assez frappante. Seulement 40 % des jeunes[5] ont eu un emploi durant toute l'année, alors que quelque 20 % n'ont travaillé que pendant trois mois ou moins, sans doute essentiellement pendant l'été. Par contre, près des trois quarts des adultes ont travaillé toute l'année, un adulte sur 20 seulement ayant eu un emploi pendant trois mois ou moins. Ces caractéristiques bien campées valent aussi bien pour les femmes que pour les hommes, bien qu'elles soient quelque peu atténuées dans le cas des femmes.

L'analyse précédente permet de dégager trois conclusions générales. Premièrement, il faut faire preuve de beaucoup de prudence lorsqu'on compare les durées d'emploi entre divers groupes d'âge dont la durée de la participation au marché du travail est très différente. L'approche la plus utile à cette fin est celle qui est fondée sur l'analyse des taux de conservation d'emploi. En deuxième lieu, même dans le cas des adolescents, les périodes très courtes d'emploi, bien qu'elles soient très nombreuses, sont relativement peu importantes comparativement au volume total de l'emploi de ce groupe. En troisième lieu, l'instabilité de l'emploi des jeunes peut s'expliquer essentiellement par la nature saisonnière de la participation d'un grand nombre d'adolescents au marché du travail.

Conclusion

Le présent chapitre nous a permis d'étudier l'emploi, le chômage et les retraits d'activité de divers groupes démographiques sur le marché du travail au Canada. Le chômage élevé des jeunes est une cause majeure de préoccupation. Les tenants de la thèse

Tableau 7-21

Personnes occupées à un moment quelconque au cours de l'année, 1980

	Nombre de semaines en emploi						
	1 à 13	14 à 26	27 à 39	40 à 51	52	Total	Nombre total
	En pourcentage						En milliers
Les deux sexes							
Tous les âges	9.3	9.2	9.2	9.1	63.2	100.0	12 736
15 à 24 ans	20.2	16.0	13.0	10.5	40.4	100.0	3 668
25 à 44 ans	5.0	6.7	8.2	9.7	70.4	100.0	5 733
45 ans et plus	4.8	6.0	6.9	6.6	75.7	100.0	3 335
Hommes							
Tous les âges	6.9	7.5	8.6	9.2	67.8	100.0	7 415
15 à 24 ans	19.0	16.0	13.4	11.6	40.0	100.0	1 958
25 à 44 ans	2.2	4.2	7.0	9.6	77.0	100.0	3 332
45 ans et plus	3.1	4.9	6.5	6.5	79.0	100.0	2 125
Femmes							
Tous les âges	12.7	11.5	10.2	9.0	56.7	100.0	5 322
15 à 24 ans	21.5	15.9	12.4	9.2	40.9	100.0	1 710
25 à 44 ans	9.0	10.1	9.8	9.9	61.3	100.0	2 401
45 ans et plus	7.8	7.9	7.6	6.8	69.8	100.0	1 210

SOURCE Statistique Canada (1982)

du chômage de mobilité soutiennent que ce chômage important est attribuable à l'instabilité des jeunes sur le marché du travail, ceux-ci quittant très souvent des emplois peu intéressants pour en chercher de meilleurs. Ce comportement ferait augmenter considérablement l'incidence du chômage dans ce groupe. Mais, les jeunes ne resteraient pas en chômage très longtemps et cela semblerait indiquer qu'il leur est facile de trouver un emploi.

Nous avons constaté que le marché du travail est très actif pour les jeunes, qui passent très fréquemment d'un état d'activité à un autre. Le chômage plus élevé des jeunes est étroitement associé à une plus forte incidence du chômage dans ce groupe. Les taux de cessation d'emploi sont aussi nettement plus élevés pour les jeunes que pour les autres groupes d'âge. La durée moyenne de leur période de chômage est aussi plus courte. Cependant, à la lumière des constatations que nous avons pu faire, notre interprétation du phénomène du chômage diffère considérablement de celle qu'en font les tenants de la thèse du chômage de mobilité et indique que le modèle qu'ils utilisent doit être étoffé par d'autres considérations si l'on veut que les politiques s'adressant au marché du travail des jeunes soient adéquates.

Premièrement, les brèves périodes de chômage du type mis en relief par les tenants de la thèse du chômage de mobilité n'expliquent qu'une partie limitée du chômage total des jeunes, même si ces périodes sont très fréquentes. Les périodes prolongées de chômage, symptomatiques de la difficulté de trouver un emploi, représentent une part disproportionnée du chômage total des jeunes. Deuxièmement, le phénomène du découragement tend aussi à renforcer l'existence de cette difficulté. Le découragement des jeunes est disproportionné par rapport à leur représentation dans la population active. Si l'on retient ce facteur, la durée moyenne de leur chômage s'accroît considérablement. De plus, la récurrence du chômage est un peu plus grande chez les jeunes, compte tenu de la concentration de leur participation au marché du travail sur une courte période de l'année. Plus important encore, lorsqu'on tient compte du temps total passé en chômage, sans faire la part du nombre de périodes de chômage, les jeunes passent une fraction plus importante de leur expérience sur le marché du travail en situation de chômage. On observe donc une concentration du chômage non seulement dans de longues périodes, mais également dans le groupe des jeunes. En troisième lieu, bien que les données sur la durée de l'emploi selon l'âge soient biaisées en baisse dans le cas des cohortes qui ont peu participé à la population active, on constate que les courtes périodes d'emploi, bien que très nombreuses, ne représentent qu'une faible fraction de l'emploi des jeunes. Une proportion importante des emplois détenus par les jeunes adultes auront vraisemblablement duré plusieurs années lorsqu'ils prendront fin. La mobilité d'emploi observée chez les jeunes s'explique donc, en grande partie, par le processus normal d'établissement dans un emploi permanent et, dans le cas des

adolescents, par leur désir de trouver un emploi saisonnier pendant l'été.

Nous avons également constaté que les modes de participation des adolescents et des jeunes adultes au marché du travail sont très différents, et c'est là une conclusion importante du présent chapitre. Les adolescents changent de statut d'activité beaucoup plus souvent que les jeunes adultes. De tous les groupes démographiques, ce sont par contre les jeunes adultes qui affichent les taux les plus faibles de sortie d'activité. Lorsqu'ils réintègrent la population active, leur situation est beaucoup moins favorable que celle des adolescents, puisqu'ils cherchent généralement à trouver un emploi permanent. La situation des deux groupes est aussi très différente en ce qui concerne l'incidence de l'emploi et du chômage, ainsi que le temps passé, en moyenne, dans chacun de ces états d'activité. En conséquence, il faut être prudent lorsqu'on interprète le taux de chômage supérieur des adolescents par rapport à celui des jeunes adultes (16,3 % contre 11,1 % en 1980).

Sous plusieurs angles, les jeunes adultes (20 à 24 ans) font face à des problèmes beaucoup plus graves que les autres groupes d'âge. À mesure qu'ils s'intègrent de façon plus permanente au marché du travail, leurs taux de sortie de la population active diminuent considérablement et ils sont même plus faibles que ceux du groupe d'âge moyen. La durée moyenne de leurs périodes de chômage n'est toutefois pas très différente de celle des autres cohortes d'adultes, mais leurs entrées en chômage sont légèrement plus fréquentes. Leur concentration dans le chômage de longue durée est nettement plus forte que celle des adolescents et assez semblable à celle des adultes d'âge moyen. Les perspectives d'emploi des jeunes femmes adultes sont moins reluisantes que celles des hommes du même âge. Lorsque la situation de l'emploi se détériore, elles sont plus affectées par la raréfaction de l'emploi. Les jeunes adultes étudiants qui ne retournent pas aux études éprouvent également des difficultés très importantes sur le marché du travail. Ces différents groupes particuliers doivent recevoir une attention toute particulière de la part des concepteurs de politiques.

8 Disparités régionales sur le marché du travail

Les principales différences qui existent entre les marchés régionaux du travail au Canada[1] sont bien connues des observateurs qui s'intéressent à cette question. Les taux de chômage sont toujours plus élevés dans la région de l'Atlantique et au Québec, alors qu'ils sont les plus bas dans les provinces des Prairies. Que nous apprend une analyse du marché du travail fondée sur une perspective dynamique en ce qui concerne ces différences régionales ? De manière plus précise, quels flux d'activité sont responsables des différences observées dans les taux de chômage ? Quelle est la nature de la concentration du chômage dans les diverses régions ? Comment les écarts entre les taux de chômage se présenteraient-ils si le facteur du découragement était pris en compte ? Quelles sont les caractéristiques de la durée d'emploi dans les régions ? Voilà quelques-unes des questions auxquelles nous tenterons de répondre dans le présent chapitre.

Les différences marquées et constantes entre les régions semblent indiquer qu'il existe des causes structurelles aux écarts observés. Par exemple, une partie de ces écarts peut s'expliquer par les différences qui existent dans la composition professionnelle et sectorielle des diverses régions. La question plus fondamentale qui consiste à déterminer pourquoi ces différences se sont maintenues sur de longues périodes et n'ont pas été éliminées par suite des migrations de la main-d'œuvre ou du capital déborde cependant le cadre de la présente étude. Pour le moment, nous considérerons ces marchés régionaux comme des entités assez différentes et relativement isolées les unes des autres.

Nous commençons par dresser un tableau des divers flux d'activité sur ces marchés régionaux du travail. Puis, nous nous demandons si les écarts observés entre les taux de chômage des diverses régions peuvent être expliqués par certaines différences au niveau de la fréquence des entrées en chômage. Nous étudions d'ailleurs diverses dimensions de cette question. Après avoir traité des variations saisonnières relatives à l'emploi, au chômage et aux retraits d'activité, nous nous interrogeons sur l'utilité de recourir au concept de la durée moyenne du chômage pour tenter d'expliquer les différences régionales sur le plan du chômage. Pour dépasser ce concept, nous analysons aussi la distribution de la durée des périodes de chômage. Nous soulevons ensuite la question de la mesure du taux de chômage, puisque la prise en compte du découragement modifie les écarts observés entre les taux de chômage des diverses régions. Après avoir étudié la situation de l'emploi dans les divers marchés du travail régionaux, nous concluons le chapitre.

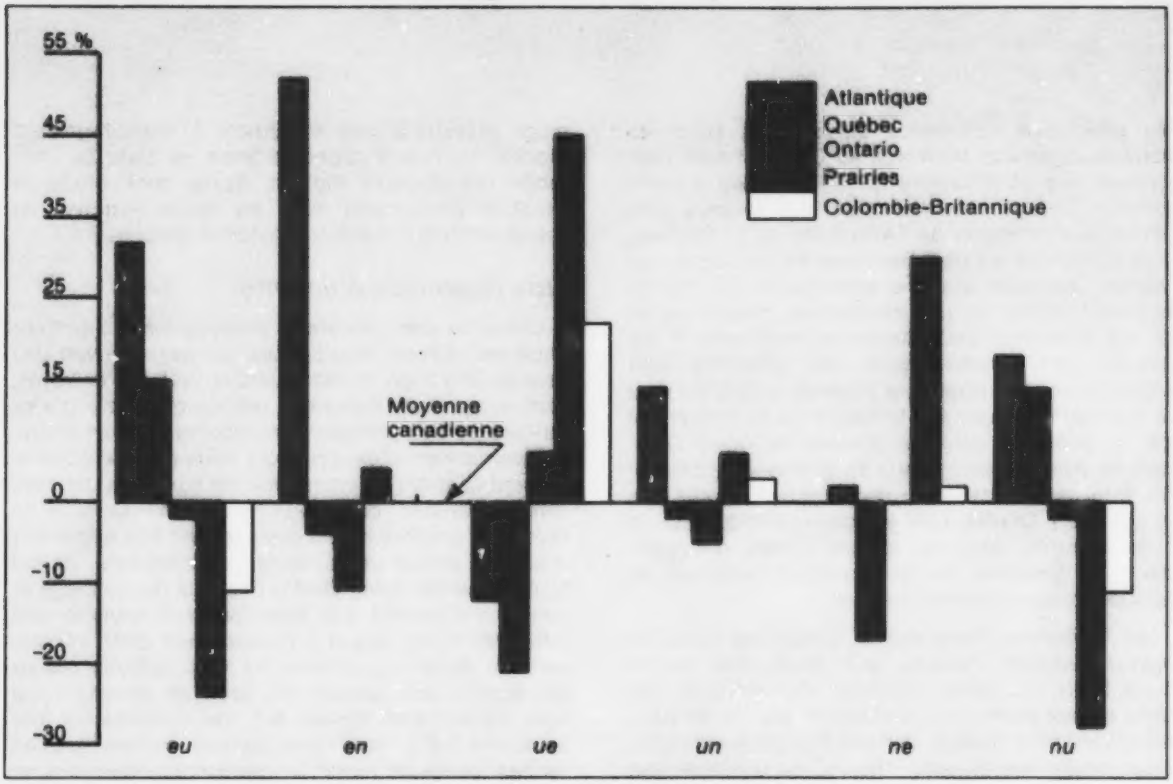
Flux régionaux d'activité

Certaines des différences particulières qui existent entre les régions canadiennes, du point de vue des taux de chômage et des taux d'activité par exemple, sont assez bien connues. Il est toutefois utile d'aller au-delà de ces différences marquées pour en analyser les causes. C'est pourquoi nous commençons le présent chapitre en présentant les flux bruts dans les divers marchés du travail régionaux. Comme le montre le graphique 8-1, ces flux sont très largement dispersés autour de la moyenne canadienne, ce qui signifie que les déterminants des taux de chômage et des taux d'activité, par exemple, sont extrêmement différents d'une région à l'autre. Il est donc intéressant de mettre en lumière les faits saillants qui se dégagent d'une lecture des taux de transition qui sont présentés au tableau 8-1. Les données ont trait à l'année 1980, mais nous pouvons assurer que, en termes relatifs du moins, les tendances observées ne sont pas propres à cette année précise et, par conséquent, qu'elles sont beaucoup plus particulières aux régions elles-mêmes qu'à une période donnée.

La région de l'Atlantique se caractérise par des mouvements extrêmement importants d'entrées dans la population active et de retraits d'activité. C'est dans cette région que les taux de sortie[2] sont les plus élevés, qu'il s'agisse de sorties de l'emploi ou du chômage, et que le taux global d'entrée (ou de retour) est le plus haut. Cette tendance vaut aussi bien pour les femmes que pour les hommes (sauf que le taux global d'entrée (de retour) pour les femmes vient au troisième rang parmi les cinq régions, les différences à cet égard étant toutefois relativement marginales). Ces données traduisent la nature saisonnière d'une part significative de l'emploi dans la région. Il est aussi révélateur de constater que la performance de la région de l'Atlantique est relativement meilleure, par rapport à la moyenne canadienne, pour l'obtention d'un emploi après une sortie de la population active, *ne*, qu'après une période de chômage, *ue*. Cela peut être attribuable au fait que les personnes qui sont sans emploi sur une base saisonnière ne cherchent pas activement du travail

Graphique 8-1

Écart entre les taux de transition régionaux et la moyenne canadienne



SOURCE Données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada. Voir tableau 8-1.

parce qu'elles savent qu'elles sont susceptibles d'être réembauchées une fois la saison morte passée. Cette caractéristique met aussi en relief l'absence d'emplois de rechange pendant les périodes creuses.

Au Québec, la caractéristique la plus marquante est certes le taux particulièrement faible de passage d'une situation de chômage ou d'inactivité à une situation d'emploi. En moyenne, moins de 19 % des personnes en chômage au Québec ont trouvé un emploi au cours d'un mois donné de 1980; ce pourcentage est nettement en deçà de la moyenne canadienne de 24 %. Dans cette province, la situation est la même pour les hommes et les femmes. Cela n'entraîne cependant pas une hausse du niveau des retraits d'activité à partir du chômage, contrairement à ce que l'on pourrait attendre (en fait, ce taux est légèrement inférieur à la moyenne canadienne). Comme le Québec présente aussi une probabilité relativement forte de cessation d'emploi, *eu*, on trouve là une explication du taux élevé de chômage.

L'Ontario connaît des flux d'activité qui ressemblent beaucoup à ceux qui sont observés au Québec, en ce sens que les entrées dans la population active et les retraits d'activité sont restreints (c'est en Ontario qu'ils sont les plus faibles parmi les cinq régions). Cependant, sur le plan des taux de transition entre l'emploi et le chômage, soit *eu* et *ue*, la province de l'Ontario se rapproche de la moyenne canadienne[3], et ce aussi bien pour les femmes que pour les hommes. Le marché du travail de l'Ontario semble être particulièrement actif, la population en âge de travailler étant fortement intégrée à la population active.

Les Prairies affichent les taux les plus élevés d'embauche, que les personnes embauchées soient initialement en chômage ou inactives, et, parallèlement, le taux de cessation d'emploi le plus faible, *eu*. Cette situation très favorable vaut aussi bien pour les femmes que pour les hommes. Un des effets positifs d'un marché du travail aussi actif et en croissance,

Tableau 8-1

Taux de transition par région, 1980

En pourcentage

	Flux d'activité						
	eu	*en*	*ue*	*un*	*ne*	*nu*	*pne*
Les deux sexes							
Canada	1,55	2,57	23,97	19,03	3,79	2,93	56,40
Atlantique	2,05	3,90	21,09	21,60	3,88	3,45	52,93
Québec	1,79	2,47	18,88	18,58	3,15	3,35	48,46
Ontario	1,52	2,30	25,35	18,09	3,78	2,87	56,84
Prairies	1,18	2,68	34,79	20,24	4,91	2,10	70,04
Colombie-Britannique	1,38	2,56	29,29	19,56	3,88	2,61	59,78
Hommes							
Canada	1,63	1,80	25,37	14,83	5,36	4,38	55,03
Atlantique	2,27	3,12	22,39	18,07	5,65	5,29	51,65
Québec	1,85	1,92	20,10	14,86	5,07	5,44	48,24
Ontario	1,61	1,53	27,15	13,29	4,95	3,96	55,56
Prairies	1,24	1,69	36,98	14,77	6,70	3,00	69,07
Colombie-Britannique	1,39	1,67	31,61	15,82	5,33	3,67	59,22
Femmes							
Canada	1,42	3,73	22,27	24,15	3,13	2,32	57,43
Atlantique	1,69	5,17	19,18	26,79	3,00	2,54	54,15
Québec	1,68	3,36	17,21	23,67	2,36	2,49	48,66
Ontario	1,39	3,41	23,34	23,42	3,29	2,41	57,72
Prairies	1,09	4,20	32,33	26,42	4,22	1,75	70,69
Colombie-Britannique	1,36	3,95	26,98	23,29	3,26	2,16	60,15

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada, et tableau 2-3.

c'est que, pour les personnes qui entrent dans la population active ou qui y reviennent, la probabilité de trouver un emploi (70 %) dépasse largement le risque de chômer. Il convient aussi de souligner que les femmes présentent un taux élevé de sortie de la population active (ce taux venant au second rang après celui de la région de l'Atlantique) qu'elles partent initialement d'une situation d'emploi ou de chômage. Dans le contexte des Prairies, cette situation peut être considérée comme un effet secondaire d'un accès relativement facile à l'emploi.

Le cas de la Colombie-Britannique se situe entre celui de l'Ontario et celui des Prairies, tant pour les femmes que pour les hommes; le taux de transition de l'emploi au chômage est faible, alors que le taux d'embauche des personnes en chômage ou inactives est supérieur à la moyenne. En outre, les entrées dans la population active et sorties d'activité sont plus nombreuses qu'en Ontario, mais moins fréquentes que dans les Prairies.

Ces flux indiquent que des mouvements importants de main-d'œuvre se produisent chaque mois dans les marchés régionaux du travail, ce qui vient appuyer l'information dont nous disposions au sujet des régions canadiennes. De façon générale, les marchés du travail les plus dynamiques affichent des taux de cessation d'emploi plus faibles et des taux d'entrée en emploi supérieurs, et ce, aussi bien pour les personnes en chômage que pour les personnes inactives.

Flux régionaux d'activité et de chômage

Les écarts entre les taux de chômage

Après avoir brossé un tableau des divers flux d'activité sur les marchés régionaux du travail, il est intéressant d'analyser dans quelle mesure ils expliquent les écarts relevés entre les taux de chômage dans les diverses régions. La méthode fondée sur l'hypothèse d'état stationnaire dont nous avons traité au chapitre 2 peut de nouveau être utilisée à cette fin. Si l'on utilise l'Ontario comme référence pour le calcul des écarts interrégionaux entre les taux de chômage, on peut décomposer ces écarts en contribution de chacun des flux. Les résultats de cette démarche sont présentés au tableau 8-2.

Tableau 8-2

Contribution des divers flux d'activité aux différences observées entre le taux de chômage de l'Ontario et ceux des autres régions, 1980

En points de pourcentage

	Flux d'activité					Écart total
	eu	*en*	*ue*	*un*	*pne*	
Les deux sexes						
Atlantique	1,30	1,77	0,97	-0,44	0,47	4,08
Québec	0,72	0,21	1,51	-0,06	0,89	3,31
Prairies	-0,73	0,30	-1,08	-0,16	-0,99	-2,70
Colombie-Britannique	-0,32	0,25	-0,58	-0,13	-0,25	-1,04
Hommes						
Atlantique	1,67	1,87	1,10	-0,59	0,37	4,42
Québec	0,66	0,52	1,61	-0,19	0,58	3,22
Prairies	-0,82	0,13	-1,09	-0,10	-0,69	-2,62
Colombie-Britannique	-0,52	0,14	-0,61	-0,20	-0,21	-1,41
Femmes						
Atlantique	0,71	1,82	0,95	-0,43	0,56	3,63
Québec	0,74	-0,06	1,48	-0,03	1,30	3,47
Prairies	-0,61	0,57	-1,08	-0,23	-1,39	-2,78
Colombie-Britannique	-0,07	0,49	-0,60	0,01	-0,29	-0,45

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Deux groupes de régions se démarquent clairement de la situation de l'Ontario : le Québec et les provinces de l'Atlantique, d'une part, présentent des taux de chômage supérieurs à celui de l'Ontario, et la Colombie-Britannique et les Prairies, d'autre part, affichent des taux de chômage inférieurs. Dans le premier cas, les cessations d'emploi, *eu* et *en*, et le flux du chômage vers l'emploi, *ue*, sont presque entièrement responsables des taux de chômage élevés observés dans ces deux régions. Dans le cas des provinces de l'Atlantique, les flux *eu* et *en* dominent le flux *ue*, alors que l'inverse vaut pour le Québec. Ces résultats correspondent bien aux caractéristiques des mouvements de main-d'œuvre décrits plus haut pour ces deux régions.

Dans le second cas, les taux de chômage des deux régions (la Colombie-Britannique et les Prairies) sont inférieurs à celui de l'Ontario, en raison d'une moins grande incidence des cessations d'emploi menant au chômage, *eu*. Les niveaux d'embauche nettement supérieurs (*ue*) sont toutefois encore plus déterminants, de même que les meilleures chances de succès lors d'une entrée ou d'un retour dans la population active (*pne*). Les marchés régionaux du travail qui sont relativement en bonne santé se caractérisent donc principalement par la facilité de trouver un emploi et, en deuxième lieu, par la nature des cessations d'emploi.

Il est intéressant de noter que ces résultats sont à peine différents si l'on ventile les données selon le sexe.

Incidence et durée du chômage

Les flux d'activité ont aussi été utilisés pour déterminer l'incidence et la durée du chômage pour chacune des cinq régions, toujours en se fondant sur l'hypothèse – décrite au chapitre 2 – de l'état stationnaire. Nos résultats sont présentés au tableau 8-3. Contrairement à ce que nous avons observé lors de l'analyse selon l'âge (au chapitre précédent), la durée et la fréquence sont conjointement responsables des taux de chômage élevés dans les régions. Une seule exception à cette règle : la durée des périodes de chômage est beaucoup plus longue au Québec que dans la région de l'Atlantique, mais son incidence est légèrement inférieure. Nous avons déjà fait état des difficultés auxquelles font face les personnes qui cherchent un emploi au Québec, difficultés qui se traduisent par de faibles taux de transition vers l'emploi, *ue* et *ne*. Il peut être étonnant de constater que la durée du chômage est légèrement inférieure à la moyenne dans la région de l'Atlantique, mais cela s'explique essentiellement par le nombre beaucoup plus grand de mouvements entre population active et inactivité dans cette région, associés aux fluctuations saisonnières d'activité plus importantes qu'au Québec.

Tableau 8-3

Taux de chômage et ses composantes selon les régions, 1980

En pourcentage

	Taux de chômage		Incidence du chômage	Durée du chômage
	Réel	Estimé		
Les deux sexes				
Atlantique	11,2	10,67	4,56	2,34
Québec	9,9	9,90	3,71	2,67
Ontario	6,9	6,59	2,86	2,30
Prairies	4,3	3,89	2,14	1,82
Colombie-Britannique	6,8	5,55	2,71	2,05
Hommes				
Atlantique	10,9	10,64	4,31	2,47
Québec	9,3	9,44	3,30	2,86
Ontario	6,2	6,22	2,51	2,47
Prairies	3,8	3,60	1,86	1,93
Colombie-Britannique	5,7	4,81	2,28	2,11
Femmes				
Atlantique	11,7	10,76	4,94	2,18
Québec	10,7	10,60	4,33	2,45
Ontario	7,7	7,13	3,34	2,14
Prairies	5,0	4,35	2,56	1,70
Colombie-Britannique	8,5	6,68	3,36	1,99

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Pour analyser cette question plus en profondeur, analysons les contributions respectives de la durée et de l'incidence aux écarts observés entre les taux de chômage en Ontario, province de référence, et ceux des autres régions. Ces données sont présentées au tableau 8-4. Dans la région de l'Atlantique, les hommes sont plus susceptibles de devenir chômeurs qu'en Ontario, ce qui explique entièrement l'écart observé entre les taux de chômage des deux groupes. Au Québec, les deux tiers de l'écart avec l'Ontario, toujours pour les hommes, sont attribuables à une plus grande incidence, et un tiers, à une plus longue durée du chômage. Dans les Prairies, l'incidence contribue légèrement plus que la durée au maintien d'un taux de chômage plus faible. La Colombie-Britannique est la seule région où l'effet de la durée prédomine, mais il convient de souligner que l'écart entre les taux de chômage y est relativement faible. Ces résultats obtenus pour les hommes sont assez semblables à ceux qui s'appliquent aux femmes. Sous cet angle, les différences interrégionales entre les taux de chômage sembleraient être généralement associées davantage aux variations dans l'incidence du chômage qu'aux variations liées à la durée moyenne du chômage.

Fluctuations saisonnières et marchés régionaux du travail

Comme nous avons mentionné que les variations saisonnières pourraient vraisemblablement expliquer quelques comportements particuliers des divers marchés régionaux du travail, comportements dont nous avons fait état dans la section précédente, il nous semble important d'approfondir cette question.

L'Enquête sur l'activité annuelle fournit de l'information sur le nombre de personnes actives à un moment donné au cours de l'année, ainsi que sur le nombre de personnes ayant travaillé pendant toute l'année. Le ratio de ces deux populations fournit une première approximation de l'importance des variations saisonnières. Ces données sont présentées, par région et pour l'année 1980, au tableau 8-5. En Ontario et dans les provinces des Prairies, près des deux tiers des personnes ayant participé à la population active ont travaillé toute l'année. Cette proportion est d'environ 60 % au Québec et en Colombie-Britannique, mais elle est beaucoup plus faible dans les provinces de l'Atlantique, soit en moyenne de seulement 52 % pour l'ensemble de ces quatre

provinces. Il ne fait ainsi pas de doute que les variations saisonnières sont un facteur d'importance qui permet d'expliquer une bonne part des écarts entre les provinces.

Tableau 8-4

Contribution de l'incidence et de la durée du chômage aux différences observées entre le taux de chômage de l'Ontario et ceux des autres régions, 1980

	Écart par rapport aux taux de chômage en Ontario	Proportion de l'écart attribuable à :	
		Incidence	Durée
	En points de pourcentage	En pourcentage	
Les deux sexes			
Atlantique	4,08	96,4	3,6
Québec	3,31	63,5	36,5
Prairies	-2,70	55,3	44,7
Colombie-Britannique	-1,04	31,9	68,1
Hommes			
Atlantique	4,42	100,0	—
Québec	3,22	65,0	35,0
Prairies	-2,62	54,8	45,2
Colombie-Britannique	-1,41	37,9	62,1
Femmes			
Atlantique	3,63	95,4	4,6
Québec	3,47	65,6	34,4
Prairies	-2,78	53,6	46,4
Colombie-Britannique	-0,45	-9,0	109,0

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Pour obtenir une seconde approximation, nous employons une méthode élaborée par Beaudry (1978) et isolons la composante saisonnière du ratio emploi-population[4]. Les quatrième, cinquième et sixième lignes du tableau 8-5 présentent des estimations de l'effet des variations saisonnières sur l'emploi, selon la région. Il apparaît clairement que toutes les provinces affichent des variations saisonnières non négligeables[5]. Cependant, comme l'indiquait le paragraphe précédent, celles-ci influent davantage sur l'emploi dans les provinces de l'Atlantique et au Québec qu'en Ontario ou dans l'Ouest du Canada. Ainsi, c'est dans les deux régions dont la proportion de la population occupée est la plus faible que le ratio emploi-population saisonnier est le plus élevé : 4,5 % dans les provinces de l'Atlantique et 3,2 % au Québec. On se serait attendu à ce que l'effet saisonnier soit légèrement plus important en Colombie-Britannique qu'en Ontario, mais les données sur l'année 1980 seulement ne permettent pas d'étayer cette affirmation.

Les caractéristiques saisonnières de l'emploi se reflètent-elles pleinement dans le taux de chômage ? En recourant à la même méthode, on voit, d'après les trois dernières lignes du tableau, que la réponse est négative. Bien que les taux de chômage saisonniers se présentent dans le même ordre d'une région à l'autre (sauf pour la Colombie-Britannique dont la position correspond davantage à nos anticipations), l'effet saisonnier annuel moyen sur le nombre de personnes en chômage est beaucoup plus faible que ne l'est le même effet sur le nombre de personnes employées (comparer les sixième et neuvième lignes). Cette asymétrie est essentiellement attribuable aux personnes qui se retirent de la population active pendant la période où elles sont sans emploi. Dans le cas des adultes qui ont des compétences que l'on retrouve dans des secteurs fortement soumis aux variations saisonnières, une recherche incessante d'emploi se solderait sans doute généralement par un échec. La même chose vaut pour les jeunes qui participent au marché du travail au cours des mois d'été et poursuivent leurs études pendant le reste de l'année.

La position relative des diverses régions est présentée au graphique 8-2, qui fait état des probabilités mensuelles de trouver un emploi après une période de chômage, *ue*, en 1980. Ces données attestent la nature hautement saisonnière du processus de recherche d'un emploi. Les sommets des courbes sont sûrement influencés par le comportement des jeunes sur le marché du travail. Il convient surtout de souligner les probabilités extrêmement faibles de trouver un emploi pendant les mois creux dans la région de l'Atlantique. Pendant les mortes-saisons, le Québec enregistre également une baisse radicale du taux d'embauche. Bien que les variations saisonnières ne soient pas négligeables dans d'autres régions, la diminution du taux d'embauche pendant la saison creuse n'y est pas aussi marquée.

Bref, une part significative des écarts observés entre les taux d'emploi et de chômage peut être imputée à des facteurs de nature saisonnière.

Distribution régionale de la durée du chômage

Jusqu'à maintenant, nous avons exploré l'effet des flux d'activité sur le taux de chômage et la durée moyenne du chômage, comme une de ses composantes. Nous avons déjà souligné l'importance de la distribution des périodes de chômage; nous étudions maintenant cet aspect pour les diverses régions

Tableau 8-5

Incidence des facteurs saisonniers sur les marchés régionaux du travail, 1980

	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique
1) Nombre de personnes participant à la population active à un moment quelconque au cours de l'année (en milliers)	1 106	3 383	4 863	2 262	1 453
2) Nombre de personnes travaillant toute l'année (en milliers)	575	2 020	3 140	1 439	872
3) Proportion de la population travaillant toute l'année (%)	52,0	59,7	64,6	63,6	60,0
4) Ratio emploi-population (%)	49,9	55,0	62,2	64,2	59,4
5) Variation saisonnière du ratio emploi-population (en points de pourcentage)	4,5	3,2	2,5	2,4	2,1
6) Effet sur le nombre de personnes employées (en milliers)	74	155	163	71	42
7) Taux de chômage (%)	11,2	9,9	6,9	4,3	6,8
8) Variation saisonnière du taux de chômage (en points de pourcentage)	2,3	1,3	1,0	0,9	1,3
9) Effet sur le nombre de personnes en chômage (en milliers)	21	38	44	18	17

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données de Statistique Canada, et Statistique Canada (1982).

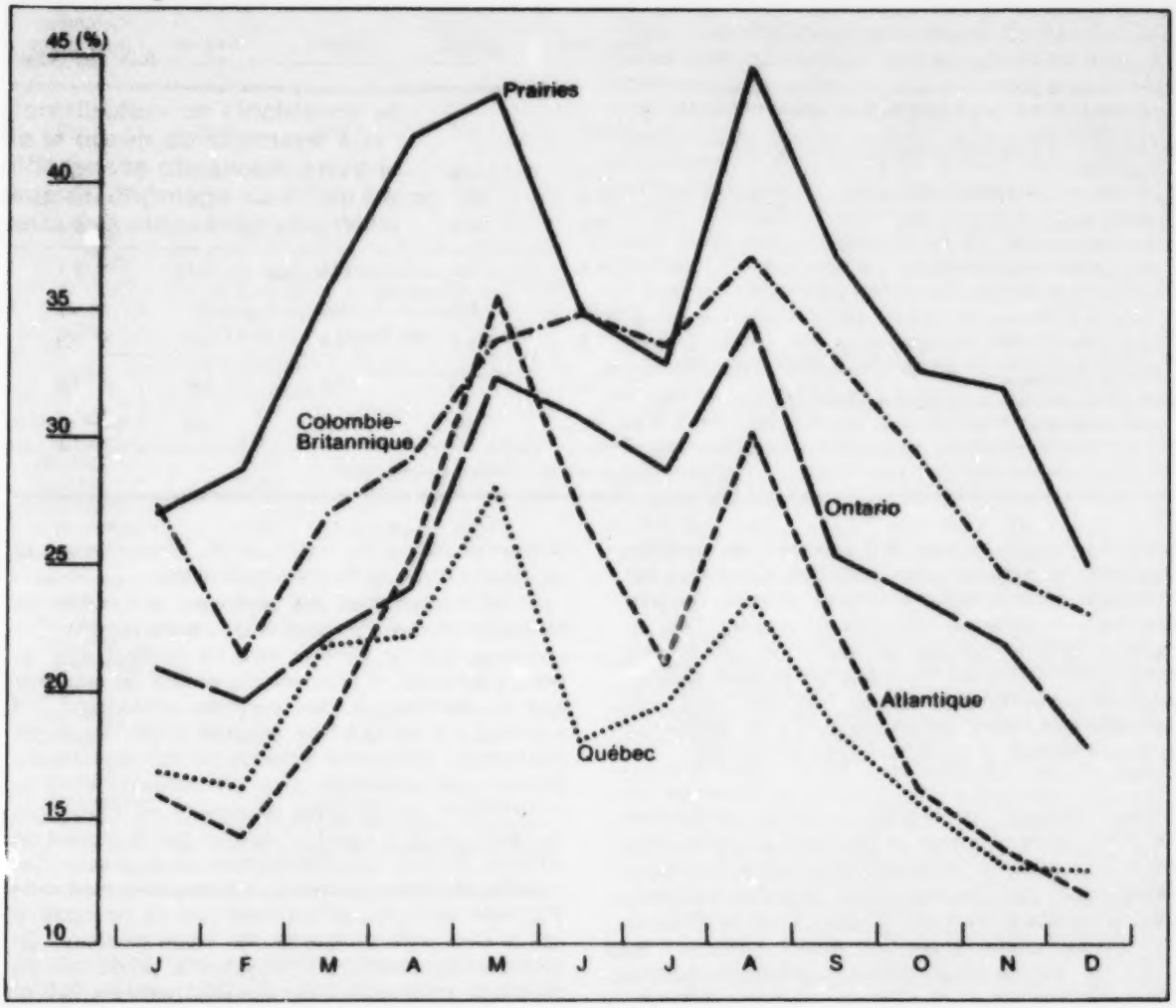
canadiennes. Le tableau 8-6 présente les données touchant le concept des périodes complètes de chômage, selon la région et le sexe, données qui sont élaborées à partir de fonctions de risque. C'est au Québec que la période de chômage est la plus longue, soit 2,5 mois, alors que les Prairies enregistrent la durée la plus courte, soit 1,8 mois. Les femmes demeurent en chômage moins longtemps que les hommes, et ce, dans toutes les régions.

Dans chacune des régions, un nombre important de périodes de chômage se terminent en moins d'un mois (tableau 8-7). Dans les Prairies et la Colombie-Britannique, près des deux tiers de toutes les périodes de chômage sont de ce type. Pour les femmes des Prairies, cette proportion atteint même 71 %. Dans les régions où le chômage est élevé, notamment l'Atlantique et le Québec, la proportion des périodes de moins d'un mois est nettement plus faible, soit environ 50 %. Les périodes prolongées de chômage sont par contre relativement peu nombreuses : à peine 4,6 % des périodes dépassent six mois dans la région de l'Atlantique. C'est au Québec que ce pourcentage est le plus élevé, soit 7,2 %, alors que l'on n'enregistre que 2,1 % de périodes de ce type dans les Prairies; le pourcentage obtenu pour les femmes est encore plus faible, soit 1,6 %. Malgré leur faible fréquence, les périodes prolongées de chômage contribuent de façon disproportionnée au chômage total, les taux allant d'environ 11 % dans les Prairies à 27 % au Québec. Bien que les périodes de moins d'un mois soient beaucoup plus nombreuses, elles ne contribuent au chômage que dans une proportion restreinte, moins de 20 % au Québec et un maximum de 36 % dans les Prairies.

Il est évident que des périodes prolongées de chômage devraient engendrer un volume supérieur de chômage que ne peut le faire un nombre égal de brèves périodes. Il convient cependant de souligner que la contribution des périodes prolongées est supérieure à ce que l'on pourrait s'attendre si les chances de quitter une situation de chômage étaient parfaitement aléatoires. Une comparaison entre la contribution des périodes dépassant six mois, telle qu'observée, d'une part, et estimée par le modèle de Markov, d'autre part, révèle que, dans chacun des marchés régionaux du travail, les longues périodes de chômage sont plus nombreuses que ce ne serait le cas si elles étaient réparties de façon aléatoire. On constate également, en analysant la proportion du chômage attribuable à ces longues périodes, que la concentration du chômage dans ce type de périodes ne peut en rien être considérée comme « normale ». Le taux de sortie du chômage diminue donc à mesure que s'allonge la période de chômage, de sorte qu'un plus grand nombre de personnes subissent des périodes de chômage de longue durée. Au chapitre 3, nous faisions remarquer que ce comportement était observé dans l'ensemble du Canada. Nous précisons tout simplement ici que ce comportement est également noté dans chacun des marchés régionaux, comme on le voit clairement dans le graphique 8-3. Même dans les Prairies, où le taux de chômage était d'environ 4 % en 1980, un volume disproportionné, bien que restreint, du chômage était attribuable à des périodes prolongées de chômage.

Graphique 8-2

Probabilité mensuelle de trouver un emploi après une période de chômage, selon la région, 1980



SOURCE Données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

En d'autres termes, bien qu'une majorité de périodes de chômage dans chacune des régions canadiennes soit d'un mois ou moins, la durée moyenne d'une période de chômage en cours est plutôt longue. Les données du tableau 8-7 sur le chômage attribuable à des périodes dépassant trois ou six mois le confirment. Environ 53 % du chômage au Québec est dû à des périodes de chômage de trois mois et plus. Même dans les Prairies, un tiers du chômage est causé par de telles périodes. On note que les proportions sont plus fortes chez les hommes. Les autres régions se situent entre le Québec et les Prairies. Ainsi, bien que les courtes périodes caractérisent la distribution des périodes de chômage, les périodes prolongées traduisent plus correctement la nature profonde du chômage dans la plupart des régions du Canada. Cette perception se vérifiera davantage lorsqu'on tiendra compte du phénomène du découragement.

L'analyse de la proportion du chômage total imputable à des périodes se terminant par un emploi

Tableau 8-6

Durée moyenne des périodes complètes de chômage et proportion des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, selon la région, 1980

	Estimation de la fonction de risque	Hypothèse du «chercheur inlassable»*	Proportion des périodes se terminant par un retrait d'activité
	En mois		En pourcentage
Atlantique			
Les deux sexes	2,23	5,04	51,72
Hommes	2,36	4,71	45,51
Femmes	2,07	5,56	59,72
Québec			
Les deux sexes	2,54	5,32	49,97
Hommes	2,74	4,99	42,69
Femmes	2,30	5,78	58,40
Ontario			
Les deux sexes	2,21	4,27	41,50
Hommes	2,38	3,87	32,19
Femmes	2,05	4,87	51,11
Prairies			
Les deux sexes	1,78	3,36	37,30
Hommes	1,93	3,03	28,71
Femmes	1,62	3,77	45,41
Colombie-Britannique			
Les deux sexes	1,89	3,74	39,25
Hommes	1,94	3,33	31,68
Femmes	1,85	4,22	46,78

*Se référer au chapitre 3 pour une définition de ce terme.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

dans une période donnée, trois ou six mois, par exemple, fournit aussi des renseignements intéressants sur les disparités régionales d'accès à l'emploi. Au Québec, à peine plus d'un tiers du chômage s'explique par des périodes qui se soldent par un emploi en moins de six mois; dans les Prairies, par contre, le pourcentage est de près de 55 %. À cet égard, on constate un écart assez important entre les hommes et les femmes dans chacune des régions, les hommes se retrouvant dans une situation relativement plus avantageuse. Les difficultés qu'éprouvent les femmes à trouver un emploi peuvent sans doute expliquer en partie leur taux plus élevé de découragement. La section suivante porte sur cette question.

Le phénomène du découragement dans les régions

Comme nous en avons discuté en détail au chapitre 4, le concept de durée moyenne du chômage est trompeur du fait que toutes les périodes de chômage ne se terminent pas par une prise d'emploi. En fait, dans la région de l'Atlantique et au Québec, seulement la moitié des périodes se terminent ainsi. L'autre moitié se termine par des retraits d'activité. Dans le cas des femmes, cette proportion est encore plus élevée (60 %). Dans les Prairies, une proportion plus importante des personnes en chômage réussissent à trouver du travail. Il convient de souligner que plus le taux de chômage observé dans une région est élevé, plus le pourcentage des retraits d'activité l'est aussi. Si tous les demandeurs d'emploi continuaient à chercher du travail jusqu'à ce qu'ils en trouvent, ce qui correspond à l'hypothèse du « chercheur inlassable », la durée du chômage serait alors beaucoup plus longue. De plus, il est à noter que sous cette hypothèse, les femmes demeureraient en chômage plus longtemps que les hommes (tableau 8-6).

Le graphique 8-4 fait état des probabilités de sortir de la population active après une période de chômage, *un*, et ce, pour chaque mois de 1980. Les variations saisonnières semblent être beaucoup moins importantes que ce n'était le cas pour les probabilités *ue* (graphique 8-2). Les niveaux supérieurs des probabilités de sortie (*un*) pour la région de l'Atlantique semblent évoluer en sens contraire des probabilités *ue*, mais avec un certain décalage : des taux supérieurs d'obtention d'emploi induisent des taux inférieurs de sortie de la population active. Ces chiffres donnent donc certains indices du phénomène de découragement des travailleurs. Les taux supérieurs de sortie dans les Prairies vont cependant à l'encontre d'une telle interprétation et indiquent que des facteurs indépendants de la situation de l'emploi peuvent aussi entraîner des retraits d'activité. L'on peut comprendre que des motivations d'ordre économique incitant des sorties de la population active constitueraient un facteur plus important dans la région de l'Atlantique et au Québec, où les taux de chômage sont très élevés. Dans le chapitre 7, nous avons souligné que le découragement des travailleurs varie selon le groupe démographique. À partir des données présentées au tableau 8-6 et au graphique 8-4, il semble aussi nécessaire d'analyser les différences régionales.

Le tableau 8-8 permet d'obtenir une première estimation du nombre de travailleurs découragés. Des 393 000 personnes inactives ayant cherché du travail au cours des six derniers mois, à l'exclusion des quatre dernières semaines, 13,5 % croyaient qu'il n'y avait pas d'emplois disponibles. Si le découragement est un facteur qui permet d'expliquer les retraits d'activité, cette proportion devrait être élevée dans les marchés du travail moins actifs. C'est effectivement ce que l'on observe dans la dernière colonne du tableau 8-8. Le contraste entre l'Ontario et le Québec

Tableau 8-7

Caractéristiques des périodes complètes de chômage selon la région, 1980

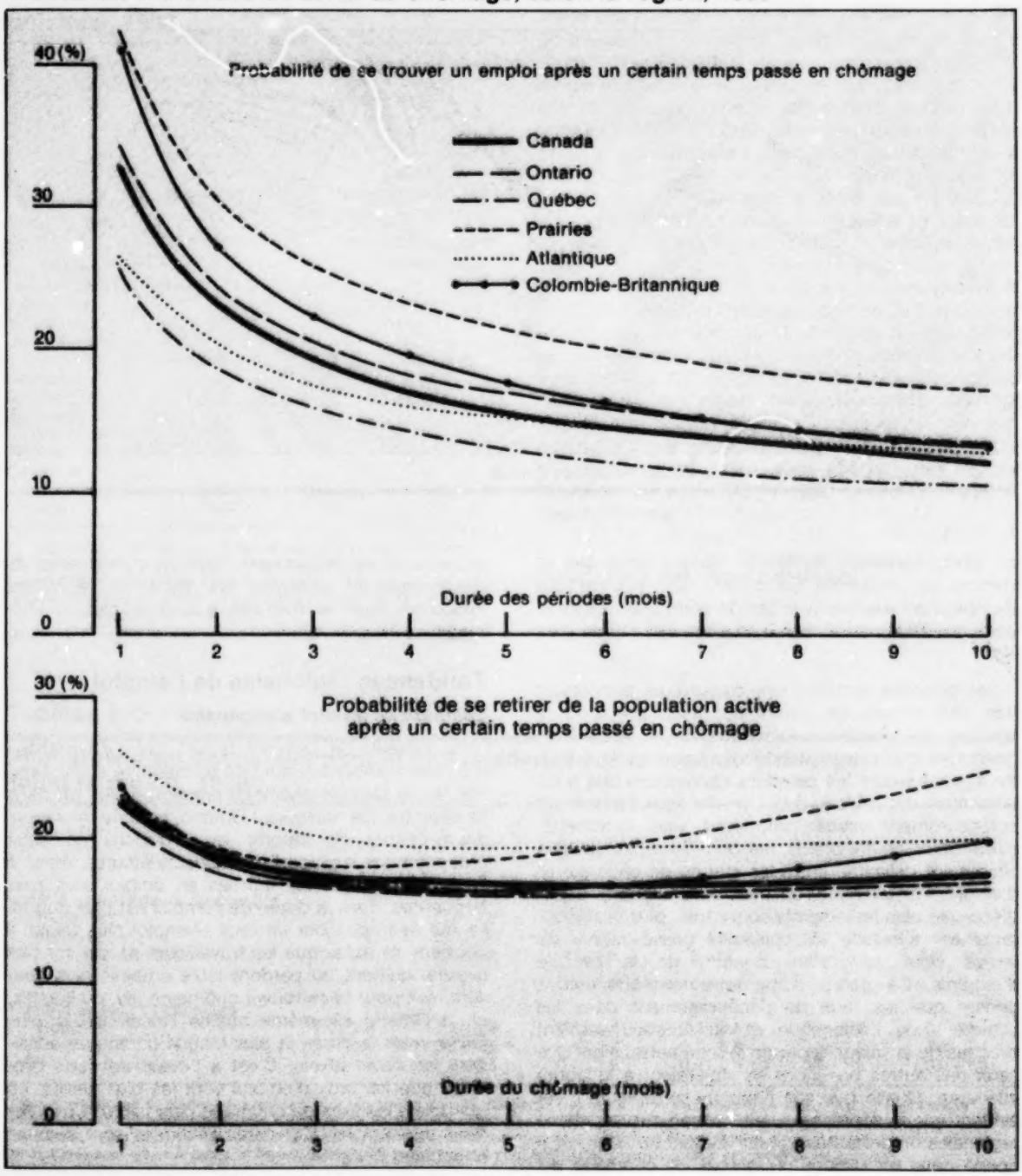
En pourcentage

	Proportion des périodes :		Proportion du chômage attribuable à des périodes :			Modèle de Markov :		Proportion du chômage attribuable à des périodes se terminant par une prise d'emploi :		
	De moins d'un mois	De plus de 6 mois	De moins d'un mois	De plus de 3 mois	De plus de 6 mois	Proportion des périodes de plus de 6 mois	Proportion du chômage attribuable à des périodes de plus de 6 mois	En moins de 3 mois	En moins de 6 mois	Total
Atlantique										
Les deux sexes	54,54	4,57	23,55	44,28	18,36	3,54	12,62	27,11	38,61	43,86
Hommes	49,98	5,41	21,19	47,51	21,12	4,46	15,27	28,76	41,84	51,46
Femmes	55,92	3,53	26,99	39,76	14,79	2,49	9,35	24,48	33,78	38,53
Québec										
Les deux sexes	50,93	7,15	19,34	52,85	26,99	5,99	19,42	23,93	35,57	46,15
Hommes	45,71	8,53	16,68	56,79	30,65	7,57	23,42	25,11	38,57	52,84
Femmes	53,19	5,50	23,06	47,40	22,16	4,27	14,74	22,15	31,41	38,26
Ontario										
Les deux sexes	55,13	4,85	24,98	44,78	20,23	3,27	11,81	32,58	45,26	54,19
Hommes	53,31	6,37	22,37	50,08	25,06	4,47	15,29	34,36	49,38	62,55
Femmes	57,05	3,57	27,79	39,41	15,55	2,28	8,27	29,65	39,64	45,36
Prairies										
Les deux sexes	64,64	2,09	36,35	30,73	9,94	0,82	3,56	43,53	54,69	59,02
Hommes	58,72	2,50	30,50	34,37	10,98	1,26	5,18	46,82	60,98	66,58
Femmes	71,21	1,62	44,00	26,15	8,43	0,49	2,23	40,31	48,17	51,06
Colombie-Britannique										
Les deux sexes	64,46	3,30	34,07	36,83	15,68	1,79	7,04	38,67	49,65	56,06
Hommes	63,43	3,61	32,71	38,44	16,92	2,11	8,12	42,42	55,06	62,87
Femmes	65,56	3,05	35,44	35,41	14,79	1,51	6,07	34,58	43,94	49,26

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Graphique 8-3

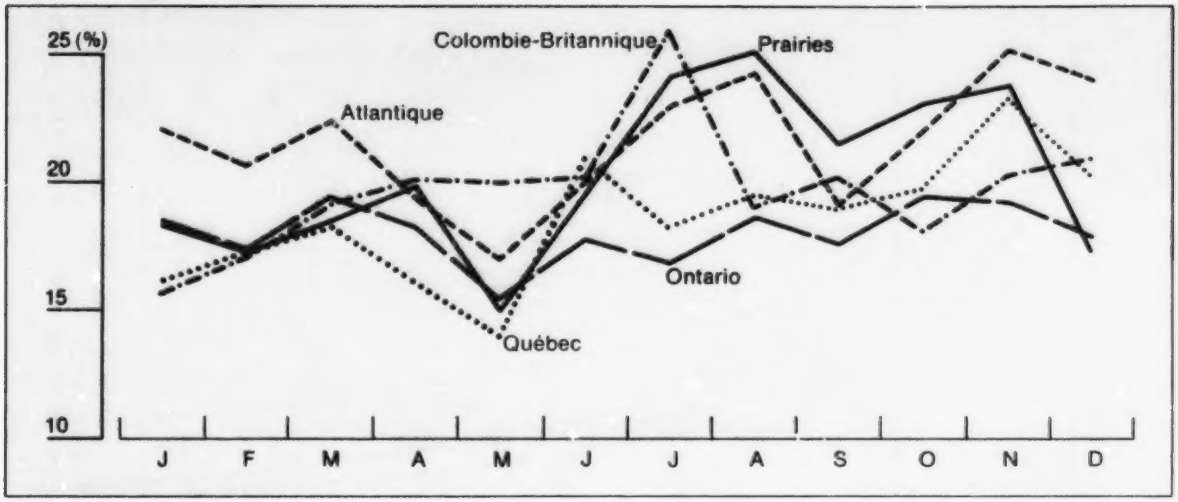
Probabilité mensuelle de sortir du chômage, selon la région, 1980



SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Graphique 8-4

Probabilité mensuelle de se retirer de la population active après une période de chômage selon la région, 1980



SOURCE Données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

est particulièrement révélateur. Notons aussi que le nombre de personnes qui croient qu'il y a pénurie d'emplois est tellement faible dans les Prairies et la Colombie-Britannique que l'on n'en fait même pas état.

Les données actuellement disponibles permettent très difficilement de déterminer avec précision le nombre de travailleurs découragés. À partir des méthodes d'approximation élaborées dans le chapitre 4, nous avons fait certaines estimations que nous présentons au tableau 8-9. Comme nous l'avons fait antérieurement, nous proposons une fourchette, plutôt qu'un chiffre précis, puisqu'il n'y a pas de ligne clairement délimitée entre les statuts de chômeur et d'inactif. Par exemple, on peut poser comme hypothèse que plus les emplois sont rares, plus le découragement s'installe tôt, puisqu'il prend moins de temps pour se rendre compte de la pénurie d'emplois. Ce genre d'approche nous conduit à penser que les taux de découragement dans les provinces de l'Atlantique et au Québec seraient proches de la valeur haute de la fourchette, alors que ceux des autres provinces se situeraient à la borne inférieure. Quelle que soit l'hypothèse retenue, il est évident que le découragement connaît des variations régionales importantes, étant beaucoup plus prononcé dans les régions où le taux de chômage est déjà plus élevé. Dans chacune des régions, les femmes sont relativement plus portées que les hommes à se décourager. Bref, le phénomène du découragement accentue les disparités régionales lorsqu'on tente de mesurer le fardeau réel du chômage.

Tendances régionales de l'emploi

Estimations en état stationnaire

Le tableau de l'emploi brossé sous l'hypothèse d'un état stationnaire est complémentaire à l'information sur le taux de chômage présentée plus tôt dans ce chapitre. De nouveau, l'Ontario, comme référence, nous permet de répartir les provinces en deux groupes pour la plupart des aspects étudiés. Ainsi, à l'est de l'Ontario, les entrées en emploi sont plus fréquentes, mais la durée de l'emploi est plus courte, ce qui se traduit par un taux d'emploi plus faible. Il convient de noter que les travailleurs de ces mêmes régions quittent ou perdent leurs emplois plus souvent, soit pour se retrouver chômeurs, *eu*, ou inactifs, *en*. L'Ontario elle-même affiche l'incidence la plus faible, mais la durée la plus longue (lorsqu'on considère les deux sexes). C'est à l'ouest de cette province que les taux d'emploi sont les plus élevés, ce qui reflète les taux de chômage plus faibles observés dans ces régions. Ces caractéristiques sont décrites au tableau 8-10.

La durée moyenne d'une période complète d'emploi va d'une année et cinq mois dans la région

Tableau 8-8

Estimations comparées du nombre de travailleurs découragés par province, 1980

	Personnes n'ayant pas cherché de travail au cours des quatre dernières semaines (NL)	Personnes croyant qu'il n'y a pas d'emplois disponibles (NWA)	
		Nombre	En proportion des personnes qui n'ont pas cherché
	En milliers	En pourcentage	
Terre-Neuve	19	6	31,6
Île-du-Prince-Édouard	...	...	...
Nouvelle-Écosse	17	...	...
Nouveau-Brunswick	18	4	22,2
Québec	137	24	17,5
Ontario	123	10	8,1
Manitoba	11	...	...
Saskatchewan	10	...	...
Alberta	20	...	...
Colombie-Britannique	34	...	...
Canada	393	53	13,5

... Les points de suspension indiquent que les données sont tirées d'échantillons très petits; Statistique Canada ne publie pas les estimations en-deçà de 4 000.

SOURCE Statistique Canada, La population active, nº 71-001 au catalogue, décembre 1980.

de l'Atlantique à deux années et deux mois en Ontario. Comme nous le mentionnions précédemment, cette mesure établit la moyenne de toutes les périodes d'emploi, sans pondération en fonction de la durée des emplois. À notre point de vue, le concept de mesure « pondérée en fonction de l'expérience » élaboré au chapitre 2 serait plus approprié. Cette estimation peut être établie en doublant la mesure des périodes en cours, comme nous le faisons au tableau 8-11. À première vue, ces résultats peuvent paraître étonnants sous plusieurs aspects. La nature transitoire des périodes d'emploi dans la région de l'Atlantique ne se reflète pas dans ces chiffres. En fait, on note un haut degré de permanence dans les expériences d'emploi observées dans cette région comme dans les autres. Les emplois en cours durent, d'après nos estimations, jusqu'à 13,5 années dans la région de l'Atlantique. La permanence de l'emploi est encore plus évidente au Québec, où les personnes conservent, en moyenne, le même emploi pendant environ 14,8 années. C'est en Colombie-Britannique que la durée de l'emploi est la plus courte, soit 11,6 années. Comme on pouvait s'y attendre, les femmes conservent leur emploi beaucoup moins longtemps que les hommes, et ce, dans chacune des régions (environ six années de moins, quelle que soit la région analysée).

Polarisation des durées d'emploi

L'hypothèse de l'état stationnaire utilisée au tableau 8-11 peut soulever certaines questions. Il est

Tableau 8-9

Phénomène du découragement et son incidence sur le taux de chômage, selon la région, 1980*

	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique	Canada
			En milliers			
Nombre de travailleurs découragés						
Hommes	8 - 17	29 - 55	17 - 32	2 - 6	3 - 6	57 - 112
Femmes	8 - 14	24 - 51	15 - 37	3 - 6	4 - 9	48 - 113
Les deux sexes	16 - 31	52 - 106	32 - 69	5 - 12	7 - 15	106 - 225
			En points de pourcentage			
Addition au taux de chômage						
Hommes	1,4 - 2,9	1,6 - 2,9	0,7 - 1,2	0,2 - 0,5	0,4 - 0,8	0,8 - 1,6
Femmes	2,2 - 3,8	2,1 - 4,3	0,8 - 2,0	0,4 - 0,8	0,8 - 1,7	1,0 - 2,4
Les deux sexes	1,7 - 3,4	1,7 - 3,5	0,7 - 1,6	0,2 - 0,6	0,5 - 1,2	0,9 - 1,9

*Dans chaque paire de chiffres, le premier chiffre représente le stock des personnes qui, à un moment donné en 1980, n'étaient plus dans la population active, l'ayant quitté après avoir cherché un emploi pendant cinq mois ou plus; le second chiffre a trait aux personnes qui ont quitté la population active après trois mois ou plus de recherche. Les estimations relatives aux hommes et aux femmes peuvent ne pas correspondre au total donné pour les deux sexes, et les estimations régionales au total pour le Canada, puisque chaque estimation a été calculée indépendamment, puis arrondie.

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Tableau 8-10

Taux d'emploi et ses composantes selon la région, moyennes mensuelles, 1980

	Taux d'emploi estimé	Incidence de l'emploi	Durée de l'emploi
	En pourcentage		En mois
Les deux sexes			
Atlantique	89,33	5,31	16,83
Québec	90,10	3,84	23,47
Ontario	93,41	3,58	26,11
Prairies	96,11	3,71	25,91
Colombie-Britannique	94,45	3,72	25,38
Hommes			
Atlantique	89,36	4,82	18,55
Québec	90,56	3,41	26,53
Ontario	93,78	2,94	31,85
Prairies	96,40	2,82	34,13
Colombie-Britannique	95,19	2,91	32,68
Femmes			
Atlantique	89,24	6,12	14,58
Québec	89,40	4,51	19,84
Ontario	92,87	4,46	20,83
Prairies	95,65	5,06	18,90
Colombie-Britannique	93,32	4,96	23,83

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données fournies par Statistique Canada.

Tableau 8-11

Mesures de la durée moyenne des périodes d'emploi selon la région, 1980

Années

	Périodes en cours T^*	Périodes complètes $S_{EW} = 2T^*$
Les deux sexes		
Atlantique	6,8	13,5
Québec	7,4	14,8
Ontario	7,1	14,2
Prairies	6,7	13,5
Colombie-Britannique	5,8	11,6
Hommes		
Atlantique	8,0	16,0
Québec	8,6	17,2
Ontario	8,4	16,8
Prairies	8,1	16,2
Colombie-Britannique	6,8	13,7
Femmes		
Atlantique	5,0	9,9
Québec	5,6	11,2
Ontario	5,4	10,7
Prairies	4,7	9,4
Colombie-Britannique	4,2	8,4

*Se référer au chapitre 2 pour une définition de ces termes.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

évident que les variations cycliques à elles seules peuvent entraîner une divergence significative entre les entrées en emploi et les sorties de cet état d'activité. En deuxième lieu, l'évolution démographique peut avoir des effets semblables. Un troisième facteur est lié au fait que les périodes qui se terminent au cours d'un mois donné sont susceptibles d'être dominées par les périodes courtes et, à l'inverse, que la durée des périodes en cours est susceptible d'être biaisée à la hausse. Ces arguments valent surtout si l'on s'intéresse à l'estimation de la durée réelle des périodes complètes, mais ils sont peut-être moins significatifs pour les comparaisons interrégionales. Les facteurs cycliques, par exemple, varient d'une région à l'autre, mais leur effet peut être plutôt marginal. Le facteur démographique est encore moins variable d'une région à l'autre. Le biais découlant de la durée des périodes, s'il varie selon les régions, devrait révéler quelque chose au sujet des différences relatives à la distribution des durées d'emploi. Ce sont ces différences que nous voulons mettre en relief dans la présente section.

Voyons maintenant les différences observées dans les estimations, d'une part, des durées complètes, présentées au tableau 8-10, et, d'autre part, de la durée moyenne des périodes *en cours*, présentées au tableau 8-11. Les périodes en cours sont beaucoup plus longues, ce qui traduit le biais de durée. Soulignons, cependant, que le classement relatif des régions est plutôt différent dans les deux estimations : pour la mesure de la période complète du tableau 8-10, c'est la région de l'Atlantique qui présente la durée la plus courte, alors que si l'on se fonde sur la mesure des périodes en cours, c'est plutôt la Colombie-Britannique qui se trouve dans cette situation. Le Québec, qui vient à l'avant-dernier rang au tableau 8-10, est bon premier au tableau 8-11 pour ce qui est de la durée de l'emploi.

Pour tenter d'expliquer les changements de classement résultant des deux mesures, nous sommes amenés à présenter l'hypothèse suivante. Dans chacune des régions, il semble exister une certaine polarisation de la population active en deux groupes : un groupe qui ne connaîtrait que des périodes courtes d'emploi, groupe qui se caractériserait donc par une forte mobilité d'emploi, et un groupe dont l'expérience serait celle de très longues périodes d'emploi. Dans certaines régions, notamment le Québec, cette polarisation est beaucoup plus marquée : le groupe caractérisé par une forte mobilité

d'emploi présente des périodes d'emploi encore plus courtes que dans les autres régions, alors que le groupe caractérisé par de longues périodes présente une plus grande permanence dans l'emploi que ce ne semble être le cas dans les autres régions. La région de l'Atlantique présente des chiffres assez semblables, bien que cette différence y soit moins marquée qu'au Québec. En d'autres termes, au Québec et dans la région de l'Atlantique, les courtes périodes d'emploi sont plus courtes, et les longues périodes sont plus longues qu'ailleurs; il existe donc une forte dichotomie à l'intérieur de la population active. Ce genre de dualité ne caractérise pas l'emploi en Ontario ni dans les deux régions de l'Ouest. Si les périodes complètes y sont plus longues par rapport à d'autres régions, l'« espérance de vie » des périodes en cours n'est pas aussi élevée. Si les périodes en cours sont plus courtes dans les deux régions de l'Ouest, c'est que le taux de croissance de l'emploi y est élevé (4 % en Colombie-Britannique et 3,7 % dans les Prairies au cours des années 70, comparé à 3 % en Ontario, 2,3 % au Québec et 2,9 % dans la région de l'Atlantique), puisque les nouveaux emplois influencent à la baisse la durée moyenne de l'emploi.

Estimation de la durée de l'emploi selon la région

Comme nous l'avons souligné plus haut, il est important d'éliminer les biais relatifs à la durée et à l'hypothèse de l'état stationnaire pour estimer la durée réelle de l'emploi. Pour ce faire, nous revenons donc à la méthode fondée sur le taux de conservation d'emploi, méthode déjà décrite dans le chapitre 6. Les données proviennent directement de l'Enquête sur la population active et non pas de la base de données sur les flux bruts. Pour l'ensemble des personnes ayant un emploi en 1981, la distribution des emplois selon leur durée éventuelle est présentée au tableau 8-12 pour les cinq régions du pays. Ce tableau montre très clairement que les emplois de longue durée sont beaucoup plus fréquents qu'on ne pourrait le penser si l'on analyse seulement les périodes complètes, qui indiquent plutôt une faible durée (tableau 8-10). Un emploi détenu en 1981 durera éventuellement 11 années au Québec et 10 années en Ontario. Le taux moyen de conservation d'emploi est significativement inférieur dans les Prairies (6,5 années) et en Colombie-Britannique (près de 7 années). Quoi qu'il en soit, même dans ces régions, on observe un haut niveau de stabilité d'emploi. Une des façons de mesurer le degré de permanence se reflète dans la proportion d'emplois actuels qui dureront éventuellement plus de 20 ans. Quelque 27,6 % des emplois détenus en 1981 font partie de cette catégorie dans la région de l'Atlantique; les pourcentages sont de 30,9 % au Québec, 28,4 % en Ontario, 28,9 % dans les Prairies et 22,6 % en Colombie-Britannique. Malgré certaines différences d'une région à l'autre, il est clair que la permanence est une caractéristique importante de l'emploi dans toutes les régions, mais c'est le Québec qui présente le plus haut niveau de stabilité d'emploi. Ainsi, bien que les courtes périodes soient assez nombreuses, particulièrement dans l'est du pays, les longues périodes d'emploi constituent une caractéristique très importante des situations d'emploi dans toutes les régions.

Tableau 8-12

Distribution des emplois selon leur durée éventuelle et la région, 1981

	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique
			En pourcentage		
Durée des emplois :					
Moins de 6 mois	11,7	8,1	7,6	8,9	8,4
6 mois à 1 an	6,9	5,2	6,2	8,6	8,6
1 à 2 ans	3,8	3,3	4,0	7,3	5,9
2 à 3 ans	7,8	7,5	9,7	10,7	11,3
3 à 5 ans	7,5	8,7	7,9	10,1	8,7
5 à 10 ans	16,5	15,7	14,7	14,2	18,1
10 à 15 ans	12,8	9,8	13,1	9,0	12,1
15 à 20 ans	5,4	10,8	8,6	2,0	4,2
20 à 25 ans	5,5	5,6	3,0	2,9	4,3
25 à 30 ans	2,5	4,4	6,5	2,2	4,9
30 à 35 ans	10,4	12,0	11,7	10,7	9,5
Plus de 35 ans	9,2	8,9	7,2	13,1	3,9
			Années		
Durée médiane	8,7	10,8	10,0	6,5	6,9

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur la durée des emplois fournies par Statistique Canada.

Nature des courtes périodes d'emploi

Les courtes périodes d'emploi sont assez nombreuses et, partant, il importe d'étudier certaines de leurs caractéristiques. Les données provenant de l'Enquête sur l'activité annuelle jettent un peu de lumière sur cette question. Un certain nombre de faits étonnants se dégagent du tableau 8-13.

Les courtes périodes d'emploi qui sont précédées et suivies par une période d'inactivité, NEN, sont de loin les plus nombreuses, et ce, pour chacune des cinq régions. La prépondérance de telles périodes ne s'explique pas uniquement par la présence des jeunes sur le marché du travail. Pour ce qui a trait au facteur saisonnier, la région de l'Atlantique, dont l'économie subit de fortes variations saisonnières, n'est pas la principale région touchée par ce genre de flux. Contrairement à ce que l'on pouvait attendre, les Prairies et la Colombie-Britannique affichent la plus forte proportion de périodes NEN. Ce fait permet d'appuyer l'hypothèse selon laquelle il existe des différences majeures dans la nature des périodes d'emploi selon leur durée. Ces courtes périodes d'emploi semblent refléter davantage les caractéristiques mêmes du marché du travail plutôt que celles de travailleurs montrant peu d'attachement au marché du travail. Par contre, les périodes qui sont précédées et suivies par un séjour en chômage, UEU, représentent une faible proportion de l'ensemble des courtes périodes d'emploi. La thèse voulant que les travailleurs passeraient quasi-mécaniquement d'un emploi insatisfaisant à un autre, en connaissant, entre-temps, des périodes de chômage – la thèse du chômage de mobilité – ne semble donc pas être appuyée par ces données.

Conclusion

Les différences importantes et persistantes entre certains indicateurs clés du marché du travail d'une région à l'autre peuvent être mieux étudiées avec une approche dynamique. Un faible taux de chômage dans une région est associé à un faible taux d'entrée en chômage et à un taux élevé de succès dans l'obtention d'un emploi lors d'une entrée ou d'un retour dans la population active. C'est dans les Prairies qu'une personne en chômage a le plus de chances d'obtenir un emploi, et au Québec qu'elle en a le moins. De même, si l'on se pose la question d'une entrée sur le marché du travail, les chances d'obtenir directement un emploi sont les meilleures dans les Prairies et les moins bonnes au Québec. Un faible taux de chômage est également associé à un faible taux de maintien en chômage, *uu*, et à une forte probabilité de trouver un emploi, *ue*. Un taux élevé de maintien en emploi, *ee*, coexiste généralement avec un faible taux de chômage. De façon générale, plus l'incidence du chômage est forte, plus le taux de chômage est élevé. À quelques exceptions près, ces tendances valent aussi bien pour les femmes que pour les hommes. De plus, lorsqu'un flux particulier est élevé pour les hommes dans une région donnée, il est généralement encore supérieur pour les femmes.

Lorsque le taux de chômage est décomposé en son incidence et sa durée, on obtient un résultat apparemment paradoxal. Sur une base interrégionale, l'incidence et la durée du chômage évoluent dans le même sens. Une région dont la population active est fortement exposée aux risques du chômage présente également des durées plus longues de chômage, bien que les variations de la durée soient moins prononcées que celles relatives à l'incidence. Une part importante de l'écart observé entre les taux de chômage s'explique donc par l'écart qui existe dans l'incidence du chômage.

Les situations de la région de l'Atlantique et du Québec illustrent bien les difficultés qui se présentent

Tableau 8-13

Distribution des périodes d'emploi de courte durée, selon la région et le type de période, 1979*

	Type de période					Nombre de périodes
	UEU	UEN	NEU	NEN	Total	
	En pourcentage					En milliers
Atlantique	16,4	12,8	9,7	61,1	100,0	422
Québec	17,8	12,9	11,8	57,5	100,0	822
Ontario	13,4	11,8	9,1	65,8	100,0	1 152
Prairies	9,1	11,6	8,5	70,9	100,0	630
Colombie-Britannique	13,1	7,9	6,9	72,0	100,0	447

*Pour une définition des types de périodes se référer au chapitre 2. Ces périodes ont débuté et se sont terminées au cours de l'année.
SOURCE Statistique Canada, Enquête sur l'activité annuelle, 1980.

lorsqu'on veut décrire la nature du chômage à partir d'un cadre d'analyse très simple : dans un cas, ce sont les cessations d'emploi qui expliquent l'essentiel du chômage, alors que dans l'autre, c'est la difficulté de trouver un emploi. En ce qui concerne les Prairies et la Colombie-Britannique, le fait que leurs taux de chômage soient inférieurs à ceux de l'Ontario est dû essentiellement à la facilité relative de trouver un emploi, bien que la faiblesse du taux de cessation d'emploi soit aussi un facteur explicatif. Les variations saisonnières agissent aussi différemment d'une région à l'autre, amplifiant certains flux d'activité, particulièrement les entrées dans la population active et les sorties d'activité; ces variations saisonnières sont plus prononcées dans la région de l'Atlantique, un peu moins au Québec et nettement moins dans les autres régions.

Comme nous l'avons observé pour l'ensemble du Canada, la plupart des périodes de chômage sont de très courte durée dans chacune des régions, soit de quatre semaines ou moins. Dans les Prairies et en Colombie-Britannique, près des deux tiers de toutes les périodes sont de cette nature. Les périodes de chômage dépassant six mois, par contre, représentent une faible proportion des périodes de chômage : environ 2 % dans les Prairies et un maximum de 7,2 % au Québec. Les longues périodes contribuent cependant de manière disproportionnée au chômage total dans chacune des régions. Les longues périodes de chômage représentent 27 % du chômage total au Québec; dans les Prairies, elles en constituent 10 %. Bref, bien que la plupart des périodes de chômage soient de courte durée dans chacune des régions, une part importante du chômage est de nature prolongée. La contribution des longues périodes est supérieure à ce que l'on pourrait attendre dans des conditions « normales ». Cela nous amène à conclure que, dans chacune des régions, le taux de sortie du chômage diminue systématiquement à mesure que s'allonge la période de chômage. Cette constatation corrobore le fait qu'une pénurie d'emplois entraîne un allongement des périodes de chômage.

La pénurie d'emplois se traduit aussi par un taux élevé de sortie de la population active comme issue au chômage. Quelque 52 % de toutes les périodes de chômage dans la région de l'Atlantique ne se terminent pas par une prise d'emploi, mais plutôt par un retrait d'activité. Bien que dans la région de l'Atlantique et au Québec, ces taux élevés de sortie peuvent fort bien refléter le découragement des travailleurs, les taux également élevés de sortie observés dans les Prairies indiquent que des facteurs indépendants de la situation de l'emploi peuvent aussi jouer. Les taux de découragement varient effectivement selon la région : ils sont nettement plus élevés dans l'Atlantique et au Québec qu'en Ontario, mais ils sont généralement inférieurs à l'Ontario dans les Prairies et en Colombie-Britannique.

Le tableau de l'emploi dans les diverses régions nous amène aux conclusions suivantes. L'incidence de l'emploi est supérieure dans les régions à l'est de l'Ontario, mais la durée moyenne des périodes d'emploi y est inférieure. L'effet net de cette situation est un taux d'emploi inférieur dans l'est du Canada. Une analyse plus approfondie des données révèle que chacune des régions du Canada affiche un haut degré de permanence dans l'emploi. Les emplois en cours en 1981 ont une durée éventuelle de quelque 11 années au Québec et 10 années en Ontario. Même en Colombie-Britannique, qui présente le taux de conservation d'emploi le plus faible, la durée médiane éventuelle d'un emploi est de 6,5 années. La coexistence d'un niveau aussi élevé de permanence et d'un fort taux de mobilité se traduisant par de courtes périodes d'emploi nous incite à conclure qu'il existe une polarisation du marché du travail dans les diverses régions, mais plus particulièrement au Québec et dans la région de l'Atlantique.

La permanence de l'emploi a des conséquences importantes sur le processus de détermination des salaires et sur le rôle qu'ils jouent dans l'équilibre du marché du travail. L'importance de la relation à long terme employeur-employé semble indiquer qu'il conviendrait d'axer l'analyse davantage sur les dispositions institutionnelles en place pour bien comprendre le fonctionnement du marché du travail. Les données sur la stabilité en emploi réduisent aussi la portée du phénomène de mobilité. Notre constatation à l'effet qu'une forte proportion des courtes périodes ne sont précédées ni suivies par du chômage nous amène aussi à douter d'une caractérisation du chômage comme résultant essentiellement de la mobilité d'emploi.

9 En guise de conclusion

Le point de départ

Le chômage est une question d'intérêt public très importante, et pourtant, il est étonnant de constater qu'il a été très peu étudié au Canada et que ses causes sont encore mal comprises. Au cours des années 70, on croyait généralement que le chômage résultait surtout des réticences des travailleurs à accepter les emplois disponibles. On considérait que le fardeau du chômage était limité puisque, en moyenne, les gens restaient en chômage très peu de temps. On estimait que le taux de chômage demeurait élevé parce qu'un grand nombre de personnes entraient en chômage, le demeuraient pendant une courte période, puis trouvaient un emploi.

Cette conception qui a donné lieu à la thèse du « chômage de mobilité », ne soulèverait sans doute pas autant d'intérêt si elle n'était le fait que d'un petit groupe d'universitaires. La situation est cependant tout autre, puisque cette thèse a eu un effet important sur l'élaboration des politiques. Pour résoudre un chômage de mobilité, les décideurs ont tenté de fournir plus d'information sur le marché du travail afin que les travailleurs prennent moins de temps à trouver un emploi et ils ont mis l'accent sur des programmes de formation pour que les compétences correspondent mieux aux emplois censés être disponibles. Les efforts visant à stimuler la demande de travail n'ont pas été considérés comme très prioritaires. Si seulement les employés pouvaient être incités à plus de stabilité dans leur emploi, le problème du chômage serait résolu. En raccourci, c'est là la thèse soutenue par l'école du « nouveau chômage ».

Dans son rapport sur le marché du travail intitulé *Des travailleurs et des emplois* (1976), le Conseil économique du Canada soulignait déjà la nécessité d'étudier les marchés du travail du point de vue des flux d'activité. La présente étude est précisément fondée sur une analyse de ces flux dans leurs dimensions démographiques et régionales. La perspective des flux est complétée par les données sur les stocks habituellement utilisées, données qui proviennent de l'Enquête sur la population active de Statistique Canada, de même que par des données qui traitent de l'expérience sur le marché du travail pendant une période d'un an (l'Enquête sur l'activité annuelle, du même organisme). Nous utilisons aussi les données du Projet de dépistage de la main-d'œuvre qui a été conçu par le ministère de l'Industrie et du Commerce (1979*a*,*b*).

Résumé des résultats

Le marché du travail se caractérise par des flux incessants de main-d'œuvre. Quelque 440 000 personnes ont quitté leur emploi (par démission ou licenciement), en moyenne, chaque mois en 1980, alors que 435 000 en ont trouvé un ou sont devenues chômeurs, après une période d'inactivité. Le groupe des personnes en chômage est aussi soumis à des mouvements importants. En 1980, quelque 366 000 personnes sont sorties de cette situation, en moyenne, chaque mois. Même si cette estimation est sujette à certains biais en hausse, il est évident que le chômage touche une proportion beaucoup plus grande de la population active que ne l'indiquent les statistiques fondées sur des données de stocks. En fait, si l'on utilise une source d'information différente, on constate que bien que le taux de chômage moyen pour l'année 1979 ait été de 7,5 %, quelque 22 % de la population active et près d'une femme active sur quatre ont connu le chômage au cours de cette année-là. Il convient donc de s'interroger sur les relations qui existent entre ces flux et le concept bien connu du taux de chômage.

Le taux de chômage peut être décomposé en deux facteurs explicatifs. Le premier est l'incidence du chômage, ou le risque de devenir chômeur; ce risque correspond à la proportion de la population active qui se retrouve en chômage chaque mois, en moyenne. L'autre composante est la durée d'une période de chômage. Cet exercice de décomposition a été effectué au chapitre 2, à partir de l'hypothèse simplificatrice d'un état stationnaire. La durée moyenne des périodes complètes est en fait beaucoup plus courte que ne l'indique la mesure des périodes en cours publiée chaque mois par Statistique Canada. Notre étude révèle aussi que le taux supérieur de chômage des femmes est lié à un risque plus élevé d'entrer dans cette situation. Leurs périodes de chômage, par contre, sont plus courtes que celles des hommes. Ainsi, si l'on pouvait abaisser l'incidence du chômage chez les femmes au niveau de l'incidence chez les hommes, le taux de chômage de celles-ci serait en fait inférieur d'un point de pourcentage à celui des hommes.

Ces observations soulèvent deux autres questions :

- Pourquoi les femmes se trouvent-elles en chômage plus souvent que les hommes ?
- Quels facteurs expliquent qu'elles soient moins longtemps en chômage qu'eux ?

Une étude plus approfondie des flux d'activité révèle que les mouvements de transition jouent un rôle beaucoup plus important dans le cas des femmes. Celles-ci quittent les situations d'emploi et de chômage pour sortir de la population active en plus grand nombre que les hommes. Lorsqu'elles réintègrent la population active, leur taux de chômage s'en trouve accru. Le fait de sortir de la population active réduit aussi la durée de leur période de chômage par rapport à celle des hommes. Ainsi, comparativement aux hommes, les femmes présentent des taux supérieurs d'entrée en chômage, mais leurs périodes de chômage sont plus courtes.

Ces constatations démontrent à quel point il est important de connaître les mouvements de transition sur le marché du travail si l'on veut déterminer la signification réelle du chômage. La durée du chômage elle-même se prête à plusieurs interprétations : si les personnes en quête d'un emploi cessent leurs recherches parce qu'elles ne peuvent en trouver un, ne sont-elles pas réellement en chômage, même si les statistiques officielles les classent comme étant inactives ? De plus, peut-on croire que la brièveté des périodes de chômage signifie que le chômage n'impose pas un lourd fardeau économique aux personnes touchées et que celles-ci réussissent à trouver un emploi assez facilement ?

Au chapitre 3, nous avons fait état des limites du concept de la durée moyenne du chômage et avons axé notre analyse sur la distribution des périodes de chômage en fonction de leur durée. Cette analyse nous a conduits à trois conclusions. Premièrement, alors que la plupart des périodes de chômage sont brèves, l'essentiel du chômage est attribuable à de longues périodes de chômage. Au-delà de 45 % du chômage est dû à des périodes de trois mois ou plus (d'après les données de 1980). Ainsi, les longues périodes de chômage constituent un facteur déterminant du volume total du chômage observé au Canada. En deuxième lieu, les chances de trouver un emploi diminuent à mesure que s'allonge la période de chômage. Cette réduction du taux de sortie du chômage n'est pas simplement due au fait que ce sont les travailleurs « moins désirables » qui restent en fin de queue. En fait, même lorsqu'on tient compte d'un grand nombre de caractéristiques personnelles des gens en chômage, on constate que la durée du chômage a une incidence distincte. La pénurie d'emplois constituerait une explication valable de ces constatations. En troisième lieu, les difficultés à trouver un emploi se manifestent également dans la proportion de périodes de chômage qui n'aboutissent pas à une prise d'emploi. Quelque 44 % des périodes de chômage ne se terminent pas par un emploi, mais bien par un retrait d'activité; la proportion est encore plus forte pour les femmes (52 %). Plus la période de recherche se prolonge, plus la proportion de périodes se soldant par un échec est forte. Ainsi, l'estimation de la durée des périodes de chômage, surtout lorsqu'elle se limite au calcul de la moyenne, néglige cet aspect très important du résultat du processus de recherche d'emploi. Les sorties d'activité semblent de nouveau constituer un aspect déterminant de la signification et de l'importance du chômage.

Pourquoi les personnes en chômage cessent-elles de chercher un emploi avant d'en avoir trouvé un ? Certaines d'entre elles peuvent mettre fin à leur recherche parce qu'elles visent un emploi qui ne sera disponible qu'ultérieurement. D'autres peuvent avoir des raisons personnelles de se retirer de la population active. D'autres encore peuvent souhaiter améliorer leurs compétences et retourner aux études ou s'inscrire dans des centres de formation professionnelle. D'autres personnes peuvent aussi choisir de sortir de la population active de manière permanente. Outre ces facteurs, certaines personnes peuvent cesser de chercher un emploi parce qu'elles pensent qu'il est inutile de poursuivre leur recherche. Le chapitre 4 portait précisément sur les questions liées au découragement. Les travailleurs découragés sont en fait des personnes en chômage, même si les statistiques officielles ne les comptabilisent pas comme telles. Notre analyse révèle qu'un nombre important de personnes inactives sont en fait des travailleurs découragés, d'où le concept de chômage déguisé ou caché. Si l'on avait ajouté ces personnes au nombre des chômeurs en 1980, le taux de chômage aurait augmenté de 0,6 à 2,0 points de pourcentage. Le taux de chômage officiellement mesuré sous-évalue donc le problème du chômage. Les chiffres officiels font aussi baisser la durée moyenne du chômage. Le chômage de longue durée aurait un effet encore plus déterminant sur le chômage total si l'on tenait compte du phénomène du découragement.

Les faits présentés jusqu'ici indiquent que le chômage de longue durée est d'une importance majeure si l'on veut comprendre le problème du chômage. Le chômage prolongé (c'est-à-dire le chômage d'une durée de plus de six mois) réagit-il aux variations du cycle économique ? C'est ce que nous analysons dans le chapitre 5. Lorsque la situation économique se détériore, le nombre de personnes qui perdent leur emploi s'accroît et le taux de chômage mesuré augmente. La hausse du taux de chômage n'est cependant pas le seul fait des nouvelles entrées en chômage. La durée de la période de

chômage s'allonge pour l'ensemble des personnes en chômage. Cet effet lié à la durée est généralement le plus important des deux effets contribuant à la montée du chômage. Toutefois, comme on le remarque dans l'appendice, cette conclusion peut être assujettie à la nature des événements sous-jacents à la hausse du taux de chômage. Le chômage prolongé demeure cependant très cyclique. Il contribue non seulement de manière disproportionnée au chômage total, quel qu'en soit le taux, mais il représente aussi la part la plus importante d'une augmentation du chômage. Par contre, les entrées en chômage ne sont pas aussi sensibles à l'évolution du cycle économique.

Ces constatations indiquent clairement que le chômage est fondamentalement un problème imputable à la faiblesse de la demande, et non un problème lié à la mobilité des travailleurs : le chômage total dépend moins des entrées en chômage que de la durée des périodes de chômage. L'importance des entrées en chômage est atténuée par le fait que deux forces opposées tendent à s'annuler l'une l'autre. Ainsi, lorsque la conjoncture économique s'améliore, les pertes d'emploi diminuent, ce qui réduit les entrées en chômage. Deux autres types de flux agissent cependant en sens inverse :

- les personnes occupées tendent à démissionner de leur emploi plus souvent pour en trouver un meilleur, et
- les travailleurs découragés tendent à revenir à la recherche active d'un emploi.

La compréhension de l'évolution du taux de chômage a donc beaucoup à gagner en se concentrant plus sur l'analyse du chômage de longue durée, que sur celle du chômage de mobilité.

Un changement de la situation économique n'a évidemment pas d'un seul coup toute sa portée sur le chômage de longue durée. Notre analyse indique plutôt que l'effet s'étale sur une période pouvant aller jusqu'à un an, bien que l'incidence maximale se fasse sentir au cinquième mois.

Comme dans le cas du chômage, l'emploi au Canada est caractérisé par un niveau élevé de permanence. Tel qu'indiqué au chapitre 6, la durée éventuelle d'un emploi en cours est élevée, soit d'environ 9 ans. Bien que les courtes périodes d'emploi soient très nombreuses, elles ne représentent qu'une faible proportion de l'emploi total. Les nombreux mouvements d'embauche et de cessation d'emploi sont très peu importants pour ce qui a trait à l'établissement du volume total d'emploi. Ces constatations, dont nous faisons état au chapitre 6, ne sont pas sans portée pour expliquer la nature du chômage. Elles viennent appuyer l'hypothèse selon laquelle les contrats de longue durée peuvent avoir pour effet d'isoler le processus de détermination des salaires des fluctuations de la demande globale. Cette isolation de l'emploi à long terme des variations cycliques de la demande signifie que le risque de chômage est supérieur dans les segments de la population active qui ont le plus de mal à s'assurer une stabilité d'emploi. Parallèlement, le travailleur d'âge moyen qui se retrouve en chômage aura plus de difficulté à trouver un emploi. Une analyse plus approfondie des courtes périodes d'emploi révèle que le déplacement des travailleurs d'un emploi indésirable à un autre, déplacement qui serait ponctué par des périodes de chômage, n'est pas la règle sur le marché du travail. La plupart des périodes d'emploi de courte durée aboutissent surtout à une sortie de la population active plutôt qu'à une entrée en chômage. Il appert donc encore une fois que les entrées dans la population active et les sorties d'activité constituent une part importante des mouvements des travailleurs.

Les tenants de la thèse du chômage de mobilité prétendent que les taux de chômage sont plus élevés chez les groupes démographiques pour qui le risque d'entrer en chômage est plus grand. Les résultats du chapitre 7, qui analyse le comportement de divers groupes démographiques, tendent à renforcer cette prétention. Cependant, à la lumière des autres constatations que nous avons faites dans ce chapitre, notre interprétation diffère nettement de celle que font les défenseurs de cette thèse.

Les brèves périodes de chômage du type dont parlent les analystes du phénomène de mobilité, bien qu'elles soient très nombreuses, n'expliquent qu'une part minime du chômage total, et ce, pour chacun des groupes démographiques étudiés. Par contre, les périodes prolongées de chômage, symptomatiques des difficultés à trouver un emploi, contribuent très largement au chômage. Le découragement est un autre indice de la difficulté de trouver un emploi. Les groupes qui affichent des taux de chômage supérieurs sont également plus portés à se décourager. Si l'on tient compte de ce facteur, la durée moyenne de leurs périodes de chômage augmente considérablement. Le chômage récurrent est aussi plus fréquent chez les jeunes. Plus important encore, lorsqu'on considère le temps total passé en chômage, sans tenir compte du nombre de périodes de chômage, on constate que les groupes démographiques pour lesquels les taux de chômage sont plus élevés, passent une plus grande partie de leur temps d'activité en chômage. La relation étroite entre l'incidence et le taux de chômage est donc en partie un artifice statistique et en partie imputable à des facteurs liés au comportement des agents économiques. Lorsqu'on tient compte de ces facteurs, la durée du chômage peut être considérée comme la principale explication des variations du taux de chômage.

Si le chômage de courte durée et à forte incidence n'explique pas l'essentiel du chômage, un phénomène similaire se produit du côté de l'emploi. Même dans le cas des jeunes, où l'on observe que la durée de l'emploi est biaisée en baisse en raison de leur ancienneté naturellement limitée dans la population active, on constate que les courtes périodes d'emploi, bien que prédominantes, ne représentent qu'une faible proportion de l'emploi et qu'une part non négligeable de l'emploi est due à des périodes d'au moins un an. La forte mobilité d'emploi reflète pour beaucoup des facteurs saisonniers (le travail temporaire des jeunes pendant l'été).

Le chapitre 7 décrit aussi les situations des adolescents et des jeunes adultes, situations qui diffèrent sous divers aspects. Lorsque les jeunes adultes tentent de s'intégrer de manière plus durable à la population active, ils font face à des problèmes plus graves et méritent donc une attention plus soutenue de la part des décideurs.

Les marchés du travail des diverses régions canadiennes sont structurellement différents. Les taux de chômage sont plus élevés et les taux d'activité plus bas, à l'est de l'Ontario, alors que l'inverse se produit dans l'ouest du pays. L'analyse fondée sur les flux bruts permet de clarifier quelque peu ces différences. Deux caractéristiques importantes se dégagent de l'analyse :

- les différences régionales dans les mouvements de main-d'œuvre apportent beaucoup à la compréhension de la nature du chômage et de l'emploi au Canada. Dans l'est du pays, les facteurs saisonniers jouent encore un rôle non négligeable qui est bien reflété par les données de flux bruts;
- la distribution des emplois selon leur durée révèle des degrés divers de polarisation en périodes très courtes, d'une part, très longues, d'autre part; cette polarisation est par exemple plus accentuée au Québec et moins dans les Prairies.

Interprétation des résultats

La vision dominante du marché du travail (une forte mobilité en étant la principale caractéristique) a servi de point de départ à cette étude. Les résultats que nous avons résumés dans la section précédente font voir l'utilité de l'approche dynamique. Cependant, ils font aussi ressortir l'importance de nuancer les propositions émises par de nombreux économistes dans les années 1970, dans le cadre de la thèse dite du chômage de mobilité.

L'approche dynamique présente des avantages certains; en effet, elle permet d'isoler les deux composantes du chômage, à savoir l'incidence et la durée, et d'étudier ensemble tous les flux d'activité. Les mouvements entre le chômage et la non-participation jouent un rôle particulièrement important dans l'interprétation des niveaux de chômage observés.

En mettant l'accent sur les mouvements de main-d'œuvre, les tenants de la thèse de la mobilité ont abouti à des conclusions qui, dans certains cas, étaient trompeuses :

- étant donné que le chômage est largement réparti dans la population active et que les périodes moyennes de chômage sont brèves, le chômage ne constituerait pas un fardeau extrêmement lourd pour les personnes qui le subissent;
- trouver un emploi serait relativement facile, puisque la période moyenne de chômage est brève;
- l'instabilité des travailleurs sur le marché du travail constituerait la cause la plus importante des taux élevés de chômage; et
- de façon générale, les marchés du travail s'ajustent en permanence pour maintenir leur équilibre.

Nos résultats permettent d'appuyer en partie certaines de ces conclusions, mais ils diffèrent sur des aspects importants et nous amènent à douter de leur validité générale pour l'ensemble de l'économie canadienne.

Nous avons constaté une grande mobilité sur le marché du travail. Un nombre relativement important de personnes entrent en chômage et sortent de cette situation, comparativement au « stock » de personnes en chômage. Pour les groupes démographiques qui affichent des taux de chômage élevés, l'incidence du chômage est toujours plus grande, et la durée généralement plus courte. La durée moyenne des périodes complètes de chômage est effectivement brève. De plus, la distribution des périodes de chômage fournit apparemment certains appuis aux thèses axées sur la mobilité. Une très forte proportion des périodes de chômage se terminent effectivement dans un délai très court (55 % se sont terminées en moins d'un mois en 1980). Pour ce qui a trait à l'emploi, les groupes démographiques dont les taux d'emploi sont peu élevés affichent aussi une faible durée d'emploi et une forte incidence d'emploi. En partie en raison du processus normal de transition des études au travail, on constate une certaine instabilité d'emploi chez les jeunes. Il convient aussi de souligner que l'incidence de l'emploi est plus grande chez les femmes que chez les hommes, mais que la durée de l'emploi est plus brève.

C'est au niveau de l'interprétation de ces résultats que les conclusions des tenants de la thèse de la mobilité peuvent s'avérer trompeuses. Le fait que la période moyenne de chômage soit brève ne signifie pas nécessairement qu'il y a abondance d'emplois ni qu'il est facile de trouver un emploi. Le fait qu'une

forte proportion des périodes de chômage se terminent en moins d'un mois ne signifie pas nécessairement que ces périodes représentent une part dominante du chômage. Bien que la plupart des périodes de chômage soient brèves, on constate que le chômeur moyen subit en fait une longue période de chômage. Les courtes périodes ne représentent qu'une faible proportion du chômage total.

En ce qui concerne l'emploi, la brièveté d'une période moyenne d'emploi ne constitue pas une caractérisation juste de l'emploi. Une forte proportion de périodes sont effectivement courtes, mais la personne qui a un emploi le conserve longtemps. Comme c'était le cas pour le chômage, les courtes périodes ne représentent qu'une faible proportion de l'emploi total. Dans les deux situations, l'emploi et le chômage, ainsi que dans le fonctionnement général du marché du travail, on observe un haut degré de permanence.

L'existence et l'importance du chômage de longue durée – encore plus importante lorsqu'on tient compte du chômage déguisé – indiquent que la pénurie d'emplois peut être une cause déterminante du chômage au Canada. Nos résultats démontrent qu'une proportion significative des retraits d'activité s'explique par le découragement des travailleurs, consécutif à l'insuccès de leur recherche d'emplois. Lorsque ces personnes cessent de chercher un emploi, elles ne sont plus comptabilisées au nombre des personnes en chômage. Bon nombre des personnes en chômage éprouvent de la difficulté à trouver un emploi et tous les groupes démographiques souffrent du chômage prolongé. En d'autres termes, la pénurie d'emplois est un problème général, mais certains groupes démographiques en souffrent relativement plus que d'autres. Quant à savoir quel est le groupe qui en souffre le plus, cela dépend de la manière dont on mesure le chômage et de l'inclusion ou non du chômage déguisé.

L'analyse des données régionales indique aussi que la pénurie d'emplois est l'une des principales explications du taux de chômage. Dans les régions où les emplois sont relativement abondants, le nombre de personnes subissant de longues périodes de chômage est sensiblement moins élevé. La proportion des périodes prolongées de chômage s'accroît radicalement lorsque la situation économique est moins favorable.

Bref, l'approche dynamique « gonfle » l'importance des facteurs liés à l'offre et sous-estime les facteurs associés à la demande. Notre recherche indique que le chômage n'est pas surtout de courte durée et de haute fréquence. En fait, c'est beaucoup plus la pénurie relative d'emplois qui explique l'importance du chômage. De même, les analyses axées sur la mobilité ont surestimé l'importance de l'instabilité des travailleurs et n'ont pas tenu compte que la plupart des emplois étaient à long terme. De plus, les tenants de la thèse de la mobilité considèrent que le marché du travail fonctionne effectivement selon le modèle de l'équilibre. Comme le soulignait Hall (1981), « une forte mobilité d'emploi suggère que le marché du travail est suffisamment fluide pour que l'on puisse le considérer comme tendant toujours vers l'équilibre ». Cependant, si l'emploi total se compose largement de longues périodes et que l'essentiel du chômage s'explique aussi par des longues périodes, il convient alors de remettre en question le prétendu processus d'équilibre sur le marché du travail et le rôle que jouent les salaires dans ce processus. Lorsque les salaires sont déterminés dans le cadre de contrats d'emploi à long terme entre les employeurs et les travailleurs, ils ne reflètent peut-être pas l'état courant de la demande globale, ni la productivité marginale des travailleurs en cause. En l'absence de ces mécanismes d'équilibre dans le fonctionnement du marché du travail, il faut alors réduire l'importance des thèses axées sur la mobilité, comme guide pour développer les politiques relatives au marché du travail.

Limites de l'analyse

Les résultats de notre recherche sont robustes, en ce sens que les conclusions présentées pour 1980 valent aussi généralement pour d'autres années étudiées, soit 1976 à 1982. Les données pour 1981 et 1982 n'ont été disponibles qu'au moment où nous terminions notre étude, de sorte que nous les avons intégrées en appendice. Nous aimerions cependant formuler quelques réserves générales au sujet de nos conclusions.

La première est celle que doit offrir, de toute évidence, toute étude statistique du chômage. La situation du chômage impose souvent aux personnes touchées des fardeaux d'ordre émotif et psychologique. Le chômage prolongé se traduit parfois par une augmentation des crimes, des problèmes de santé, des ruptures de mariages. Ces questions bien concrètes, qui devraient s'insérer dans le cadre d'une analyse globale du chômage, ne pouvaient cependant pas être prises en compte dans notre étude.

Certains observateurs soutiennent que les économies occidentales sont sur le point de connaître d'importantes transformations technologiques engendrées par la révolution de l'information. L'économie canadienne sera de toute évidence touchée par cette évolution. Certains craignent des déplacements considérables de main-d'œuvre, alors que d'autres s'attendent à des changements importants au niveau de la composition de la demande de main-d'œuvre sur les plans des compétences, des secteurs

d'activité et des régions. La présente étude n'a pas exploré l'effet de tels développements sur le marché du travail canadien

L'étude que nous avons menée aurait grandement bénéficié de données longitudinales. Cela nous aurait notamment permis d'étudier les effets à long terme du chômage sur les revenus et l'emploi, particulièrement dans le cas des jeunes, ce qu'il est impossible de faire sans l'aide de telles données. Une autre limite de notre analyse consiste en l'absence de traitement de la question des salaires. Cette question est hors du champ de notre étude qui est entièrement axée sur la « quantité » de main-d'œuvre. Nous n'avons également pas pris en considération les possibilités d'ajustement par des variations des heures de travail et de la productivité.

Conséquences pour les politiques

Dans la présente section, nous traitons brièvement des conséquences de nos résultats pour l'élaboration des politiques. Le premier point que nous voulons souligner a trait au rôle du gouvernement. L'importance des flux sur le marché du travail canadien ne semble pas avoir une incidence très forte, que ce soit sur le volume de l'emploi ou sur celui du chômage. La fluidité du marché du travail ne signifie pas que ces flux conduisent automatiquement à l'équilibre. Au contraire, l'emploi et le chômage sont caractérisés par un haut degré de permanence. Compte tenu de cette particularité, il est peu probable que les forces du marché, notamment les salaires, puissent agir rapidement pour équilibrer les marchés du travail. On peut donc s'attendre à ce que ceux-ci soient durablement en situation de déséquilibre. Cela indique donc une piste que devrait suivre l'intervention gouvernementale, même si nous n'avons pas examiné la question de la flexibilité des salaires dans la présente étude. Le point fondamental qui se dégage de nos observations est que le chômage frictionnel ne représente pas une partie importante du chômage. De même, bien qu'il existe une certaine part de chômage structurel, l'essentiel du chômage est attribuable au niveau de la demande globale dans l'économie.

La faiblesse de la demande étant considérée comme l'une des principales causes du chômage, la pénurie d'emplois devient une préoccupation majeure. Laissé à lui-même et compte tenu de la structure institutionnelle et de l'environnement juridique de l'économie, le marché du travail ne semble pas générer un nombre suffisant d'emplois. Il faudrait de toute évidence plus d'emplois, mais notre étude ne nous a pas permis d'étudier comment ces emplois pourraient être créés. Il est toutefois évident que dans un contexte où l'on hésite à adopter une politique active axée sur la demande en raison des pressions inflationnistes qu'elle peut engendrer, il est possible de mettre en œuvre un programme de création directe d'emplois pour atténuer le fardeau du chômage. Dans son rapport *Pénuries et carences* (1982), le Conseil économique du Canada était d'avis que ce genre de programme devrait être orienté vers les personnes qui souffrent le plus du chômage.

La pénurie d'emplois est généralisée et engendre des problèmes de chômage pour tous les groupes démographiques. Certains groupes sont proportionnellement plus touchés que d'autres; il en va de même pour certaines régions. Dans l'élaboration des politiques touchant les marchés du travail, il faudrait accorder une importance particulière aux groupes qui souffrent de façon disproportionnée du chômage de longue durée. Les observations présentées précédemment permettent d'identifier divers groupes et régions qui devraient faire l'objet d'une considération particulière dans la conception d'une politique de l'emploi.

Une partie du chômage de longue durée est également de nature structurelle et nécessite l'élaboration d'autres politiques que celles axées sur la demande. Une meilleure compréhension de ces éléments structurels est encore nécessaire. Une partie de ce problème structurel peut être résolue par l'adoption de politiques de formation, alors que dans d'autres cas, des programmes de mobilité seraient plus indiqués. Il faudrait aussi développer l'information de nature prospective à long terme sur l'évolution des marchés du travail afin de prévenir l'apparition de problèmes structurels.

Impact de la récession de 1981-1982

L'étude que nous venons de présenter est fondée principalement sur les données de 1980, avec quelques rares inclusions de données spécifiques pour 1981 et 1982. Comment cette analyse se modifierait-elle si le marché du travail était en période de récession ? Dans le présent appendice, nous tentons de répondre à cette question en utilisant de l'information portant sur l'année 1982, année au cours de laquelle le Canada a connu la récession la plus grave depuis les années 30.

Nous décrivons d'abord les principales caractéristiques de la récession de 1981-1982. Dans la section suivante, nous étudions l'influence respective de la durée et de l'incidence du chômage dans la détermination des taux de chômage en période de récession. L'analyse est ensuite ventilée selon les groupes démographiques et les régions, et le rôle des divers flux est étudié. Après avoir traité de l'impact de la récession sur le chômage de longue durée, nous analysons les retraits d'activité et l'effet du découragement sur le taux de chômage. Avant de conclure cet appendice, nous traitons de l'évolution des tendances observées en matière d'emploi pendant la récession.

Caractéristiques de la récession de 1981-1982

Comme l'indique le graphique A-1, la récession a eu des conséquences dramatiques. Le nombre d'emplois perdus entre septembre 1981 et novembre 1982 s'est élevé à quelque 595 000, ce qui correspond à environ 5,4 % de tous les emplois qui existaient à la fin d'août 1981. Le taux de chômage qui, au même mois d'août, était tombé au niveau le plus bas depuis cinq ans, soit 6,9 %, s'est accru radicalement pour atteindre 12,7 % en novembre 1982, moment où la récession a enregistré son pire creux. Si le taux d'activité n'avait pas fléchi de 64,1 % à 63,8 % pendant la même période, le taux de chômage aurait été encore plus élevé.

Bien que la récession ait frappé tous les secteurs de l'économie, ses effets ont fortement varié d'une région et d'un groupe démographique à l'autre. Selon les régions, la durée de la récession, mesurée en termes de variations de l'emploi, a été très différente : la récession a été plus longue dans les provinces de l'Atlantique (17 à 20 mois, sauf dans l'Île-du-Prince-Édouard) que dans les Prairies (6 à 11 mois), tandis qu'elle a duré un an au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique. Exprimée en proportion des emplois perdus, elle a eu des effets beaucoup plus désastreux au Québec et en Colombie-Britannique (baisse de 8,2 et 8,1 % respectivement), elle a été moins sévère en Ontario (baisse de 5,2 %) et relativement modérée dans les provinces des Prairies (baisse entre 3,2 et 4,7 %); à cet égard, les provinces de l'Atlantique se situent entre le Québec et l'Ontario. Comme nous le verrons plus loin, ces mesures de la gravité de la récession n'en révèlent pas tout l'impact sur le marché du travail.

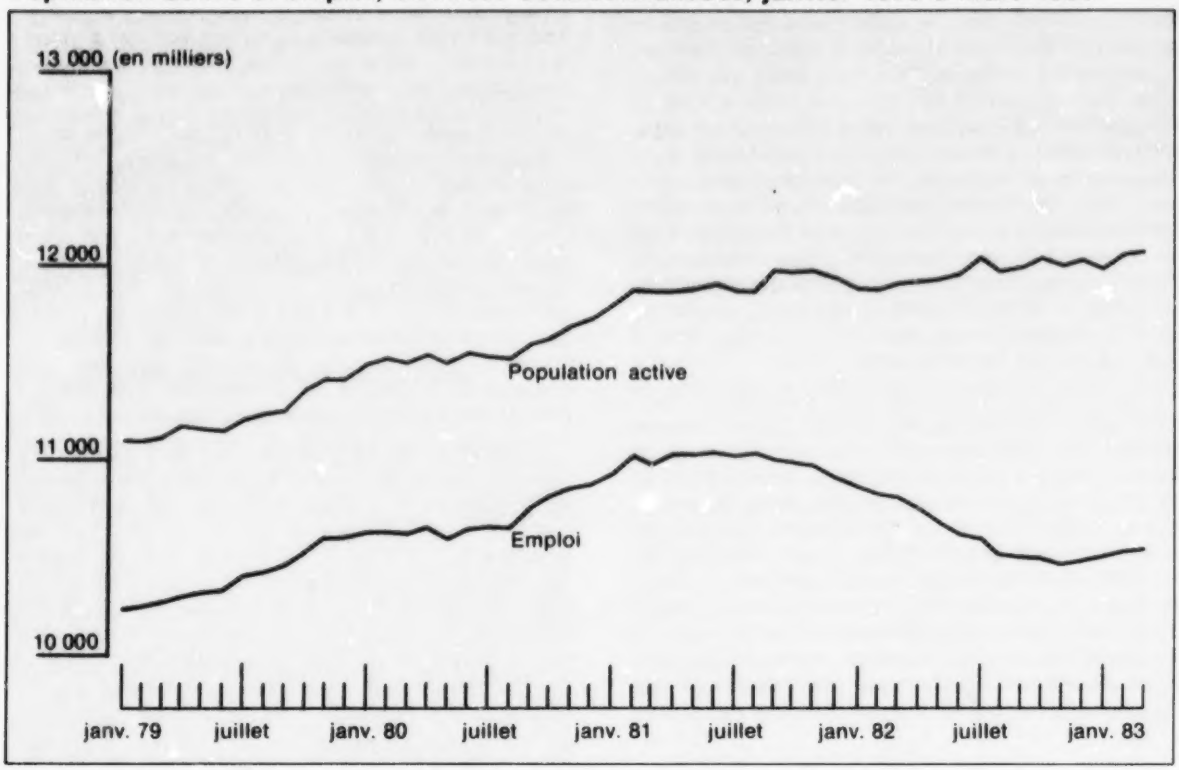
En général, les hommes ont été plus lourdement touchés que les femmes, et les jeunes davantage que les travailleurs plus âgés. Ainsi, les pertes d'emploi chez les hommes âgés de 25 ans et plus ont été évaluées à 118 000 (2,3 %), alors que le nombre d'emplois pour les femmes du même âge s'est en fait accru de 33 000 (1 %). Les femmes ont certes été protégées, en raison de l'augmentation du travail à temps partiel et de leur surreprésentation dans le secteur des services, bien connu pour sa plus grande résistance à la récession. Le resserrement du marché du travail pour les jeunes (de 15 à 24 ans) a été des plus désastreux. Les jeunes hommes ont perdu 12,8 % de leurs emplois, alors que les jeunes femmes en ont perdu 7,1 %. Ainsi, même si les hommes de 25 ans et plus ont été les plus durement touchés par la récession – les pertes d'emploi qu'ils ont encouru ont été en contraste marquant avec la situation antérieure à la recession – il est également vrai que le chômage chez les jeunes a atteint des niveaux sans précédent, touchant une jeune personne active sur cinq. Le taux de chômage aurait été encore supérieur en l'absence d'une réduction marquée, soit de 7 points de pourcentage, de leur taux d'activité de septembre 1981 à septembre 1982. Ces caractéristiques de la récession se manifeste clairement dans les statistiques du chômage, où l'on constate que le taux de chômage des hommes a été supérieur à celui des femmes en 1982 (11,1 contre 10,8) et ce, pour la première fois en plus de 10 ans.

Rôle de l'incidence et de la durée du chômage

Après ce bref historique de la situation en 1981-1982, il convient de poser la question suivante : quelle est l'importance relative des divers facteurs

Graphique A-1

Population active et emploi, données désaisonnalisées, janvier 1979 à mars 1983



SOURCE Statistique Canada, Statistiques chronologiques sur la population active, nº 71-201 au catalogue.

responsables de l'augmentation massive du taux de chômage au cours de la récession de 1981-1982 ? Pour tenter de répondre à cette question, nous nous proposons de comparer les marchés du travail des années 1981 et 1982. De toute évidence, ce n'est pas la méthode idéale et ce, pour deux raisons : premièrement, comme nous l'avons souligné précédemment, la récession a débuté au cours de l'été 1981, mais pas en même temps dans toutes les régions du Canada. Ainsi, les moyennes statistiques incluent des mois de récession et des mois de non récession. En deuxième lieu, comme nous l'avons vu au chapitre 5, certaines variables relatives au marché du travail prennent plusieurs mois, parfois plus d'un an, avant de faire pleinement sentir leurs effets sur le taux de chômage. Cela est particulièrement vrai de la durée du chômage. Les moyennes portant sur l'année 1982 ne saisissent donc pas tous les changements dynamiques qui ont débuté au cours de cette année. Malgré ces deux lacunes, nous croyons que la comparaison des années 1981 et 1982 permet de mieux comprendre les répercussions des divers facteurs économiques sur l'évolution du chômage au cours de cette période de récession.

Conformément à l'analyse présentée au chapitre 2, le tableau A-1 présente les données sur le taux de chômage estimé en fonction de ses deux composantes, à savoir l'incidence et la durée, et ce, par région. Pour ce qui a trait aux périodes complètes de chômage, notons que la durée moyenne est passée de 2,3 mois en 1981 à 2,8 mois en 1982. En moyenne, quelque 3,2 % de la population active est entrée en chômage chaque mois en 1981; ce pourcentage a atteint 4,1 % en 1982. En conséquence, le taux de chômage estimé, qui était à 7,6 % en 1981, est passé à 11,7 % en 1982.

Tableau A-1

Taux de chômage et ses composantes, selon la région, 1981-1982

	1981			1982			Proportion des hausses du taux de chômage attribuables à l'augmentation de	
	Taux de chômage*	Incidence du chômage	Durée des périodes complètes	Taux de chômage*	Incidence du chômage	Durée des périodes complètes	Incidence	Durée
	En pourcentage		En mois	En pourcentage		En mois	En pourcentage	
Canada								
Les deux sexes	7,6	3,2	2,3	11,7	4,1	2,8	55,6	44,4
Hommes	7,4	3,0	2,5	12,1	4,0	3,0	58,4	41,6
Femmes	7,9	3,6	2,2	11,1	4,3	2,6	51,5	48,5
Atlantique								
Les deux sexes	11,4	4,8	2,4	14,5	5,5	2,6	57,0	43,0
Hommes	11,6	4,6	2,5	15,0	5,4	2,8	57,0	43,0
Femmes	11,2	5,1	2,2	13,6	5,7	2,4	57,1	42,9
Québec								
Les deux sexes	10,9	4,0	2,7	15,2	4,9	3,1	61,8	38,2
Hommes	10,5	3,7	2,8	15,4	4,7	3,3	61,3	38,7
Femmes	11,4	4,5	2,6	14,9	5,3	2,8	67,1	32,9
Ontario								
Les deux sexes	6,4	2,8	2,3	10,4	3,6	2,9	51,7	48,3
Hommes	6,2	2,5	2,4	10,9	3,5	3,1	57,0	43,0
Femmes	6,8	3,2	2,1	9,9	3,8	2,6	43,4	56,6
Prairies								
Les deux sexes	4,1	2,2	1,8	7,7	3,1	2,5	52,0	48,0
Hommes	3,9	2,0	2,0	8,3	3,0	2,7	55,7	44,3
Femmes	4,4	2,6	1,7	7,0	3,2	2,2	47,3	52,7
Colombie-Britannique								
Les deux sexes	7,1	3,4	2,1	12,9	4,7	2,8	53,3	46,7
Hommes	6,8	3,2	2,2	13,4	4,6	2,9	55,9	44,1
Femmes	7,6	3,7	2,0	12,3	4,7	2,6	49,8	50,2

*Ce taux de chômage n'est pas directement comparable au taux publié par Statistique Canada, puisqu'il est calculé à partir de données sur les flux bruts
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Les deux dernières colonnes du tableau A-1 révèlent qu'environ 56 % de l'augmentation du chômage est attribuable à un accroissement de l'incidence du chômage et le reste, à l'augmentation de la durée des périodes de chômage. Compte tenu du processus même de la récession, il n'est pas étonnant de constater que le rôle de l'incidence a été plus prononcé pour les hommes que pour les femmes. En d'autres termes, lorsqu'on compare les deux situations basées sur l'état stationnaire, l'incidence du chômage semble expliquer davantage les variations qui sont survenues entre les deux années considérées. Cette conclusion repose évidemment sur les hypothèses qui sous-tendent l'analyse en états stationnaires, comme nous l'avons vu au chapitre 2. Bien que les contraintes de l'état stationnaire soient particulièrement fortes en périodes de profonds déséquilibres, ces résultats diffèrent nettement des constatations faites au chapitre 2, ce qui renforce les précautions formulées au sujet de certaines conclusions qui se dégageaient d'une comparaison des années 1976 et 1978 (en comparant ces deux années, nous avons observé que la durée du chômage jouait un rôle prédominant dans l'explication de l'augmentation du chômage en 1978).

Le poids relatif de ces deux composantes du taux de chômage diffère selon la région (tableau A-1) et selon l'âge (tableau A-2). Dans deux régions, le rôle de l'incidence est supérieur à la moyenne nationale, et plus grand dans le cas des femmes que dans celui des hommes (Québec et région de l'Atlantique) alors que dans les autres régions, c'est le rôle de la durée qui est supérieur à la moyenne nationale et, en particulier, il l'emporte sur l'incidence pour les femmes. Si l'on ventile les données selon l'âge, deux faits saillants se dégagent. Chez les hommes, le rôle de l'incidence devient de plus en plus important à mesure que l'on avance en âge; ce résultat va plutôt

à l'encontre de ce que l'on pourrait penser *a priori*, du fait que les personnes plus âgées sont généralement mieux protégées des mises à pied par la règle de l'ancienneté. La gravité de la récession et l'augmentation notable du nombre de fermetures d'entreprises peuvent expliquer en partie cette situation. Chez les femmes, on semble observer la situation inverse, exception faite pour le groupe de 20 à 24 ans, pour lequel l'augmentation de la durée a davantage contribué à la hausse du taux de chômage.

Une étude plus détaillée de la dynamique sous-jacente du marché du travail est présentée aux tableaux A-3 et A-4. L'écart entre les taux de chômage dans les deux situations d'état stationnaire (4,14 points de pourcentage) est ventilé en fonction des flux d'activité par région, par âge et par sexe, comme nous l'avons fait au chapitre 2. La conclusion qui se dégage de cette analyse est que la difficulté de trouver un emploi contribue plus à la montée du taux de chômage en 1982 que la difficulté de conserver son emploi. Ainsi, pour l'ensemble du Canada, la transition de l'emploi au chômage, *eu*, représente 1,21 point de pourcentage de l'augmentation du taux de chômage, alors que la plus grande difficulté pour les personnes en chômage de trouver un emploi, *ue*, élève le taux de chômage de 1,57 point de pourcentage et que l'insuccès des personnes retournant sur le marché du travail, *pne*, représente 1,05 point de pourcentage de l'écart observé entre les taux de chômage (un total de 2,62, comparé à 1,21). Ces observations concernant la difficulté de trouver un emploi valent pour l'ensemble des régions du Canada.

Par groupe démographique, la situation que nous venons de décrire ne vaut plus pour les hommes de 25 ans et plus (tableau A-4). Pour ce groupe, ce sont les pertes d'emploi, *eu*, plutôt que les transitions du chômage vers l'emploi, *ue*, qui contribuent le plus à l'augmentation du chômage. Cette constatation vient compléter la description que nous avons faite dans la section précédente des groupes démographiques touchés le plus durement par la récession. Le comportement des hommes et des femmes de 20 ans et plus, en ce qui concerne les retraits d'activité après une période d'emploi, diffère sensiblement. Il semble, en effet, que lorsque la situation économique se détériore, les femmes de ce groupe d'âge ne quittent pas leur emploi en aussi grand nombre que d'habitude, ce qui constitue la seule pression à la baisse de leur taux de chômage. Par conséquent, la contribution du flux *en* à l'écart entre les taux de chômage de 1981 et 1982 est négative.

Une autre façon de comparer les deux situations d'état stationnaire consiste à étudier les variations du ratio emploi-population (*EPR*) à l'aide de la même méthode. C'est ce que nous faisons au tableau A-5. En 1982, le ratio emploi-population avait baissé de 3,88 points de pourcentage. L'impossibilité de trouver un emploi était la principale raison de cette baisse (−2,25 pour *ue* et −1,88 pour *ne*), mais les pertes d'emploi ont aussi joué un rôle significatif

Tableau A-2

Taux de chômage et ses composantes, selon l'âge et le sexe, 1981-1982

	1981			1982			Proportion des hausses du taux de chômage attribuables à l'augmentation de :	
	Taux de chômage*	Incidence du chômage	Durée des périodes complètes	Taux de chômage*	Incidence du chômage	Durée des périodes complètes	Incidence	Durée
	En pourcentage		En mois	En pourcentage		En mois	En pourcentage	
Hommes								
15 à 19 ans	16,4	8,1	2,0	24,5	10,1	2,4	56,4	43,6
20 à 24 ans	12,7	4,9	2,6	20,0	6,3	3,2	56,9	43,1
25 à 44 ans	5,7	2,1	2,7	10,3	3,1	3,3	63,5	36,5
45 à 64 ans	5,0	1,9	2,6	8,7	2,8	3,1	68,1	31,9
Femmes								
15 à 19 ans	14,2	7,3	1,9	17,7	8,4	2,1	62,7	37,3
20 à 24 ans	9,5	4,1	2,3	14,4	5,2	2,8	46,6	53,4
25 à 44 ans	7,0	3,1	2,3	10,1	3,7	2,7	51,9	48,1
45 à 64 ans	5,3	2,4	2,2	7,9	2,9	2,7	50,9	49,1
Total	7,6	3,2	2,3	11,7	4,1	2,8	55,6	44,4

*Ce taux de chômage n'est pas directement comparable au taux publié par Statistique Canada, puisqu'il est calculé à partir de données sur les flux bruts.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Tableau A-3

Contribution des flux d'activité à la variation du taux de chômage, selon la région, 1981-1982

En points de pourcentage

	Flux d'activité					Variation totale
	eu	*en*	*ue*	*un*	*pne*	
Canada	1,21	-0,01	1,57	0,28	1,05	4,14
Atlantique	0,64	-0,03	1,11	0,22	1,15	3,10
Québec	1,22	0,07	1,67	0,15	1,18	4,33
Ontario	1,16	0,04	1,59	0,31	0,86	4,01
Prairies	1,07	-0,05	1,49	0,22	0,80	3,62
Colombie-Britannique	1,63	-0,13	2,29	0,36	1,48	5,75

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Tableau A-4

Contribution des flux d'activité à la variation du taux de chômage, selon l'âge et le sexe, 1981-1982

En points de pourcentage

	Flux d'activité					Variation totale
	eu	*en*	*ue*	*un*	*pne*	
Les deux sexes						
Tous les âges	1.21	-0.01	1.57	0.28	1.05	4.14
Hommes						
Tous les âges	1.65	0.10	1.80	0.21	0.97	4.79
15 à 19 ans	1.50	0.36	3.27	0.23	2.70	8.12
20 à 24 ans	2.22	0.31	3.29	-0.03	1.44	7.30
25 à 44 ans	1.99	0.34	1.70	0.07	0.42	4.58
45 à 64 ans	1.73	0.28	0.80	0.28	0.53	3.63
Femmes						
Tous les âges	0.62	-0.19	1.33	0.26	1.13	3.17
15 à 19 ans	-0.06	0.23	1.76	-0.20	1.68	3.42
20 à 24 ans	1.48	-0.14	1.95	0.25	1.28	4.86
25 à 44 ans	0.67	-0.19	1.21	0.30	1.07	3.09
45 à 64 ans	0.66	-0.07	0.89	0.39	0.74	2.65

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

(−1,74 pour *eu*). Ces dernières étaient relativement plus nombreuses pour les hommes que pour les femmes. Pour les hommes âgés de 25 ans et plus, les pertes d'emploi sont devenues le principal facteur de la baisse de leur ratio emploi-population. Cette description renforce les conclusions que nous avons tirées de l'analyse des écarts entre les taux de chômage.

L'ampleur du chômage de longue durée

Nos conclusions quant à la difficulté de trouver un emploi sont renforcées par l'analyse de la distribution des durées du chômage à l'aide des fonctions de risque. Lorsque la situation se détériore sur le marché du travail, on observe une forte augmentation de la concentration du chômage dans de longues périodes. Comme l'indique le tableau A-6, la proportion des périodes de chômage se prolongeant au-delà de six mois a augmenté rapidement entre 1981 et 1982, passant de 5,2 à 8,8 %; la contribution de telles périodes au chômage total est passée de 21,5 à 31,8 %. Ce sont les hommes de 25 ans et plus et les femmes de 45 à 64 ans qui ont le plus ressenti les effets du chômage prolongé, alors que les adolescentes ont été les moins touchées.

Tableau A-5

Contribution des flux d'activité à la variation du ratio emploi-population, selon l'âge et le sexe, 1981-1982

En points de pourcentage

	Flux d'activité						
	eu	*en*	*ue*	*un*	*ne*	*nu*	Variation totale
Les deux sexes							
Tous les âges	-1,74	0,07	-2,25	0,56	-1,88	1,38	-3,88
Hommes							
Tous les âges	-2,36	-0,48	-2,56	0,42	-1,61	1,29	-5,35
15 à 19 ans	-1,23	-0,85	-2,66	0,10	-3,94	0,47	-8,13
20 à 24 ans	-2,38	-0,80	-3,56	-0,02	-1,47	0,67	-7,59
25 à 44 ans	-2,47	-0,92	-2,12	0,07	-0,52	0,24	-5,75
45 à 64 ans	-3,14	-1,51	-1,46	0,77	-0,16	1,37	-4,13
Femmes							
Tous les âges	-0,81	0,88	-1,76	0,40	-2,09	1,05	-2,34
15 à 19 ans	0,05	-0,61	-1,46	-0,11	-2,29	0,43	-4,00
20 à 24 ans	-1,86	0,49	-2,50	0,34	-0,73	1,42	-2,84
25 à 44 ans	-1,04	0,93	-1,87	0,48	-2,50	0,91	-3,11
45 à 64 ans	-1,09	0,45	-1,48	0,69	-1,21	0,98	-1,68

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Tableau A-6

Caractéristiques des périodes complètes de chômage, selon l'âge et le sexe, 1981-1982

En pourcentage

	Proportion des périodes :				Proportion du chômage attribuable à des périodes :			
	1981		1982		1981		1982	
	Dépassant 3 mois	Dépassant 6 mois	Dépassant 3 mois	Dépassant 6 mois	Dépassant 3 mois	Dépassant 6 mois	Dépassant 3 mois	Dépassant 6 mois
Les deux sexes								
Tous les âges	16,8	5,2	23,4	8,8	45,9	21,5	57,2	31,8
Hommes								
15 à 19 ans	12,6	2,8	16,4	4,8	35,8	12,6	44,7	20,6
20 à 24 ans	21,8	7,4	28,8	11,3	53,8	27,7	63,2	36,5
25 à 44 ans	21,8	7,8	28,8	12,7	54,7	29,2	65,8	41,9
45 à 64 ans	20,3	7,0	27,3	11,7	52,2	26,7	63,5	38,8
Femmes								
15 à 19 ans	10,6	2,3	12,2	2,8	31,8	10,8	35,2	13,0
20 à 24 ans	16,9	5,2	24,1	8,7	46,0	21,3	57,2	30,5
25 à 44 ans	16,4	5,2	23,6	8,5	46,0	22,0	56,6	30,0
45 à 64 ans	14,0	4,1	20,7	7,9	41,1	18,1	54,6	30,3

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Au niveau des régions (tableau A-7), c'est dans les Prairies, l'Ontario et la Colombie-Britannique que la contribution des longues périodes au chômage total a le plus augmenté – une augmentation d'au moins 14 points de pourcentage entre les deux années. Au Québec, la contribution des longues périodes, qui était déjà la plus importante par rapport aux autres régions, ne s'est accrue que modérement (+4,6 points de pourcentage), si bien qu'en 1982, la concentration du chômage dans de longues périodes était moins grande dans cette province qu'en Ontario (33,3 % comparé à 34,7 %). Bien que la région de l'Atlantique ait aussi enregistré une hausse modérée, elle a connu le niveau le plus faible de chômage prolongé en 1982 (25,1 %), devançant même la région des Prairies (25,2 %) qui a accusé la plus forte augmentation. Ce résultat confirme le comportement particulier que nous avions remarqué au chapitre 8 au sujet de la région de l'Atlantique. Quelle que soit la région, les hommes souffrent davantage que les femmes de cette importance accrue du chômage prolongé, ce qui accentue les différences observées entre les deux groupes.

Incidence du découragement

La situation du chômage que nous venons de décrire ne tient pas compte du découragement. Comme nous l'avons souligné au chapitre 4, la prise en compte de ce phénomène fait augmenter le nombre de personnes en chômage, du fait que sont comptées comme chômeurs les personnes qui désirent un emploi mais n'en cherchent pas activement parce qu'elles pensent qu'il n'y a pas de travail disponible. On peut s'attendre à ce que le chômage déguisé augmente considérablement lorsque l'ensemble de l'économie souffre d'une récession aussi grave que celle de 1981-1982. En effet, le tableau A-8 montre que les périodes de chômage qui se soldent par une sortie d'activité ont augmenté, passant de 43,4 %, en moyenne, en 1981, à 47,2 % en 1982. Excepté pour les hommes âgés de 45 à 64 ans, cette augmentation a été observée pour tous les groupes démographiques. Elle est cependant la plus forte chez les jeunes.

Au niveau des régions (voir le tableau A-9), ce sont les provinces de l'Ouest qui ont enregistré la plus

Tableau A-7

Caractéristiques des périodes complètes de chômage, selon la région, 1981-1982

En pourcentage

	Proportion des périodes :				Proportion du chômage attribuable à des périodes :			
	1981		1982		1981		1982	
	Dépassant 3 mois	Dépassant 6 mois	Dépassant 3 mois	Dépassant 6 mois	Dépassant 3 mois	Dépassant 6 mois	Dépassant 3 mois	Dépassant 6 mois
Atlantique								
Les deux sexes	16,8	4,7	20,4	6,6	44,5	19,2	51,4	25,1
Hommes	18,6	5,5	22,8	7,9	47,8	21,8	55,1	28,4
Femmes	14,6	3,7	17,1	5,0	40,1	15,9	45,6	20,2
Québec								
Les deux sexes	22,8	8,0	25,0	9,5	55,3	28,7	59,2	33,3
Hommes	24,9	8,9	27,0	11,1	57,8	30,6	62,5	37,4
Femmes	20,4	7,1	22,6	7,6	52,5	26,9	54,5	27,6
Ontario								
Les deux sexes	15,8	4,8	25,0	9,9	44,2	20,2	59,9	34,7
Hommes	18,5	6,0	27,7	11,9	48,9	23,6	64,1	39,8
Femmes	13,3	3,7	22,0	7,7	39,3	16,9	54,5	28,6
Prairies								
Les deux sexes	9,7	2,3	19,5	6,7	31,1	11,4	51,2	26,2
Hommes	11,5	3,1	23,3	8,3	35,7	14,7	56,1	29,8
Femmes	7,8	1,5	14,6	4,7	25,7	8,0	43,3	20,7
Colombie-Britannique								
Les deux sexes	13,9	3,8	22,6	8,4	40,0	16,6	56,1	30,6
Hommes	13,8	3,9	24,1	9,6	40,3	17,6	59,0	34,2
Femmes	14,3	3,6	20,6	2,8	39,8	15,3	52,0	26,0

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Tableau A-8

Proportion des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, selon l'âge et le sexe, 1981-1982

En pourcentage

	1981	1982
Les deux sexes		
Tous les âges	43,4	47,2
15 à 19 ans	50,4	57,4
20 à 24 ans	36,5	42,2
25 à 44 ans	40,1	42,9
45 à 64 ans	48,8	49,5
Hommes		
Tous les âges	37,6	41,9
15 à 19 ans	49,9	57,3
20 à 24 ans	30,6	37,7
25 à 44 ans	28,5	33,2
45 à 64 ans	44,1	44,1
Femmes		
Tous les âges	49,7	53,9
15 à 19 ans	51,0	57,5
20 à 24 ans	44,1	48,4
25 à 44 ans	50,1	53,4
45 à 64 ans	54,6	57,2

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

forte augmentation des retraits d'activité en 1982, alors que les provinces de l'Atlantique ont connu la plus faible hausse. Malgré ces écarts régionaux, le classement des régions est demeuré le même tant pour les hommes que pour les femmes, le Québec enregistrant toujours le plus haut niveau de retrait (51,9 % chez les hommes et 60,7 % chez les femmes), les Prairies le plus bas (32,1 et 46,6 %, respectivement).

Ces périodes se terminant par le retrait de la population active, nous l'avons expliqué au chapitre 4, ne peuvent pas toutes être considérées comme une manifestation du phénomène du découragement. Lorsqu'on applique les critères élaborés dans ce chapitre, le nombre estimé de personnes en chômage augmente : il passe de 117 000 à 243 000 en 1981 et de 299 000 à 559 000 en 1982 (tableau A-10). Bien que le nombre de travailleurs découragés ait augmenté davantage chez les hommes que chez les femmes, et davantage chez les adultes que chez les jeunes, la majoration la plus forte du taux de chômage s'est produite dans le groupe des adolescents, alors que la plus faible a été observée dans le groupe des hommes âgés de 25 à 44 ans. Ce dernier chiffre est toutefois très élevé si on le compare au taux de chômage observé. Le taux de chômage global aurait été de près de 15 % en 1982 si l'on avait tenu compte des travailleurs découragés, et non pas de 11 % comme l'indiquent les chiffres officiels (tableau A-11). Dans le cas des adolescents, ce taux aurait même atteint près de 30 % et aurait été nettement supérieur à 10 % pour les hommes d'âge moyen.

Si l'on examine l'effet du découragement par région (tableau A-12), le Québec semble être celle qui est la plus touchée : son taux de chômage aurait été supérieur d'environ 5 points de pourcentage en 1982 si ses travailleurs ne s'étaient pas découragés face à la médiocrité des perspectives d'emploi, et il aurait dépassé celui de la région de l'Atlantique. Bien que le phénomène du découragement n'ait pas été aussi prononcé dans les autres régions, il s'est quand même fait sentir sévèrement, si l'on considère l'augmentation relative du taux de chômage qu'il a provoquée.

Cette analyse du découragement en période de grande récession nous fait voir une fois de plus la

Tableau A-9

Proportion des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, selon la région, 1981-1982

En pourcentage

	Les deux sexes		Hommes		Femmes	
	1981	1982	1981	1982	1981	1982
Canada	43,4	47,2	37,6	41,9	49,7	53,9
Atlantique	50,1	52,5	45,5	47,6	56,0	59,2
Québec	51,2	55,7	46,9	51,9	56,4	60,7
Ontario	39,2	42,6	31,6	36,2	46,7	49,9
Prairies	33,6	38,7	26,3	32,1	40,9	46,6
Colombie-Britannique	39,4	44,6	32,1	38,3	47,2	53,2

SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Tableau A-10

Phénomène du découragement et son incidence sur le taux de chômage, selon l'âge et le sexe, 1981-1982*

	Tous les âges	15 à 19 ans	20 à 24 ans	25 à 44 ans	45 à 64 ans
			En milliers		
Nombre de travailleurs découragés					
Hommes					
1981	59 - 119	8 - 21	15 - 28	21 - 38	15 - 28
1982	176 - 309	22 - 53	36 - 65	72 - 115	44 - 74
Femmes					
1981	57 - 127	8 - 21	11 - 24	29 - 60	10 - 22
1982	124 - 246	10 - 26	25 - 48	64 - 127	30 - 56
Les deux sexes					
1981	117 - 243	15 - 42	25 - 51	51 - 98	24 - 49
1982	299 - 559	31 - 77	62 - 113	139 - 240	74 - 130
			En points de pourcentage		
Addition au taux de chômage					
Hommes					
1981	0,8 - 1,5	1,0 - 2,6	1,4 - 2,7	0,6 - 1,1	0,7 - 1,4
1982	2,2 - 3,7	2,7 - 6,2	2,8 - 4,9	1,9 - 3,0	2,2 - 3,6
Femmes					
1981	1,0 - 2,4	1,1 - 2,9	1,1 - 2,4	1,2 - 2,4	0,9 - 2,0
1982	2,3 - 4,3	1,5 - 3,8	2,5 - 4,6	2,3 - 4,6	2,5 - 4,6
Les deux sexes					
1981	0,9 - 1,9	1,0 - 2,7	1,2 - 2,4	0,9 - 1,6	0,7 - 1,5
1982	2,2 - 4,0	2,1 - 5,0	2,7 - 4,8	2,2 - 3,6	2,3 - 4,0

*Dans chaque paire de chiffres, le premier chiffre représente le stock des personnes qui, à un moment donné au cours de l'année, n'étaient plus dans la population active, l'ayant quittée après avoir cherché un emploi pendant cinq mois ou plus; le second chiffre a trait aux personnes qui ont quitté la population active après trois mois ou plus de recherche. Il se peut que l'addition des diverses estimations ne corresponde pas aux totaux puisque chaque chiffre a été calculé indépendamment, puis arrondi.

SOURCE Estimation des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

nature très cyclique du phénomène. Statistique Canada a observé cette même caractéristique dans ses enquêtes des dernières années.

La durée de l'emploi

Comme nous l'avons vu précédemment, le ratio emploi-population de chacun des groupes démographiques a été fortement touché par la récession. On a surtout noté les difficultés accrues qu'éprouvent les gens à trouver un nouvel emploi lorsqu'ils sont en chômage ou inactifs (cela est particulièrement vrai pour les femmes et les adolescents, comme le montre le tableau A-5). Pareille situation n'est pas sans avoir des conséquences sur la distribution des durées d'emploi, comme l'indique l'analyse de ces durées en 1982, comparées à celles de 1981, qui ont été étudiées au chapitre 6.

S'il devient de plus en plus difficile d'obtenir un emploi, cela devrait se traduire directement dans le nombre de personnes qui ont leur emploi depuis moins d'un an. C'est effectivement ce qu'indiquent les données du tableau A-13. De 1981 à 1982, le ratio emploi-population a baissé de 4,3 % et de 1,3 % pour les hommes et les femmes, respectivement[1]. Dans le cas des femmes, cette évolution est entièrement attribuable au ralentissement des embauches (baisse de la proportion des personnes détenant un emploi depuis moins d'un an). Dans le cas des hommes, elle est attribuable aux deux tiers à la baisse du niveau des embauches, le reste étant dû aux cessations d'emploi – principalement par licenciement –, ce facteur étant relativement plus important dans le cas des travailleurs détenant moins d'ancienneté. Du point de vue des groupes d'âge, on observe les mêmes différences entre les jeunes et les personnes plus âgées, les jeunes étant surtout touchés par la baisse du niveau d'embauche et les personnes plus âgées l'étant davantage par les licenciements (tableau A-14).

Tableau A-11

Mesures comparées du chômage selon l'âge et le sexe, 1981-1982

En pourcentage

	1981		1982	
	Taux de chômage officiel	Taux comprenant les travailleurs découragés*	Taux de chômage officiel	Taux comprenant les travailleurs découragés*
Les deux sexes				
Tous les âges	7,6	8,5 - 9,5	11,0	13,2 - 15,0
15 à 19 ans	16,3	17,3 - 19,0	21,9	24,0 - 26,9
20 à 24 ans	11,3	12,5 - 13,7	16,9	19,6 - 21,7
25 à 44 ans	6,2	7,1 - 7,8	9,3	11,5 - 12,9
45 à 64 ans	4,6	5,3 - 6,1	6,9	9,2 - 10,9
Hommes				
Tous les âges	7,1	7,9 - 8,6	11,1	13,3 - 14,8
15 à 19 ans	17,0	18,0 - 19,6	24,6	27,3 - 30,8
20 à 24 ans	12,3	13,7 - 15,0	19,0	21,8 - 23,9
25 à 44 ans	5,3	5,9 - 6,4	9,1	11,0 - 12,1
45 à 64 ans	4,3	5,0 - 5,7	6,8	9,0 - 10,4
Femmes				
Tous les âges	8,3	9,3 - 10,7	10,8	13,1 - 15,1
15 à 19 ans	15,5	16,6 - 18,4	18,9	20,4 - 22,7
20 à 24 ans	10,1	11,2 - 12,5	14,3	16,8 - 18,9
25 à 44 ans	7,5	8,7 - 9,9	9,7	12,0 - 14,3
45 à 64 ans	5,1	6,0 - 7,1	7,1	9,6 - 11,7

*Voir la note au bas du tableau A-10.

SOURCE Statistique Canada, La population active, nº 71-001 au catalogue, et estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts fournies par Statistique Canada.

Une autre caractéristique importante se dégage des deux derniers tableaux : pour certaines catégories de durée d'emploi, et plus particulièrement chez les femmes, la proportion de la population occupée a augmenté de 1981 à 1982. Il se peut que ces personnes s'accrochent davantage à leur emploi lorsque les possibilités d'emploi sont relativement rares, ce qui entraînerait une baisse du taux de démission et expliquerait l'augmentation de certains ratios emploi-population. Ces phénomènes se conjuguent pour produire des résultats autres que ceux que l'on aurait prévus *a priori*, soit un taux moyen de conservation d'emploi supérieur en 1982 comparativement à 1981. En fait, la durée moyenne éventuelle des emplois en cours a augmenté de 9,0 années en 1981 à 9,7 années en 1982. Du fait que les hommes et les femmes ont été touchés différemment par la récession, les deux groupes ne présentent pas le même comportement : l'augmentation de la durée moyenne des emplois actuellement en cours a été plus prononcée chez les hommes (de 12,5 années en 1981 à 13,9 années en 1982) que chez les femmes (de 6,1 années à 6,5 années).

Conclusion

La récession de 1981-1982 a eu un effet majeur sur le taux de chômage, même si l'effet mesuré a été sous-évalué en raison de l'augmentation des retraits d'activité. Nos résultats indiquent que, globalement, la hausse du taux de chômage est en plus grande partie attribuable à l'augmentation de l'incidence du chômage plutôt qu'au prolongement des périodes de chômage. Cette conclusion qui a été faite sous l'hypothèse d'un état stationnaire doit être nuancée, et ce, pour les raisons suivantes. Premièrement, une analyse détaillée des flux d'activité révèle que l'augmentation du chômage ne tient pas tant à la difficulté de conserver un emploi qu'aux problèmes d'en trouver un. En deuxième lieu, la durée moyenne des périodes de chômage ne permet pas de saisir l'importance des changements intervenus dans la distribution des durées du chômage. Lorsqu'on analyse les périodes de longue durée, on constate que leur contribution au chômage s'est accrue de manière disproportionnée en 1982. Enfin, lorsqu'on tient compte du phénomène du découragement,

Tableau A-12

Mesures comparées du chômage selon la région, 1981-1982

En pourcentage

	1981		1982	
	Taux de chômage officiel	Taux comprenant les travailleurs découragés*	Taux de chômage officiel	Taux comprenant les travailleurs découragés*
Canada				
Les deux sexes	7,6	8,5 - 9,5	11,0	13,2 - 15,0
Hommes	7,1	7,9 - 8,6	11,1	13,3 - 14,9
Femmes	8,3	9,4 - 10,7	10,8	13,0 - 15,0
Atlantique				
Les deux sexes	11,7	12,9 - 14,5	14,4	16,6 - 18,8
Hommes	11,4	12,5 - 14,1	14,6	16,7 - 18,7
Femmes	12,1	13,6 - 15,7	14,1	16,3 - 19,3
Québec				
Les deux sexes	10,4	12,3 - 14,0	13,8	17,1 - 19,9
Hommes	9,8	11,4 - 12,8	13,7	17,0 - 19,5
Femmes	11,3	13,7 - 16,0	14,0	17,4 - 20,7
Ontario				
Les deux sexes	6,6	7,2 - 7,8	9,8	11,7 - 13,1
Hommes	6,0	6,5 - 7,0	9,8	11,7 - 13,0
Femmes	7,3	8,0 - 8,8	9,8	11,6 - 13,4
Prairies				
Les deux sexes	4,5	4,7 - 5,1	7,4	8,4 - 9,2
Hommes	4,0	4,2 - 4,5	7,5	8,4 - 9,1
Femmes	5,1	5,4 - 5,9	7,1	8,1 - 9,2
Colombie-Britannique				
Les deux sexes	6,7	7,3 - 8,1	12,1	14,3 - 16,2
Hommes	6,0	6,5 - 7,0	12,4	14,6 - 16,1
Femmes	7,7	8,6 - 9,8	11,7	14,0 - 16,4

*Voir la note au bas du tableau A-10.

SOURCE Statistique Canada, La population active, nº 71-001 au catalogue, et estimations des auteurs d'après des données sur les flux bruts par Statistique Canada.

l'importance du chômage de longue durée s'accroît encore davantage.

L'emploi a aussi été gravement touché par la récession. De 1981 à 1982, l'embauche a nettement chuté et les mises à pied ont beaucoup augmenté. Cela a eu pour effet net de faire augmenter légèrement la durée moyenne éventuelle de l'emploi. Cela est d'autant plus vrai si l'on considère que, d'une part, le nombre de personnes détenant un emploi depuis moins d'un an a diminué et que, d'autre part, les personnes qui avaient le moins d'ancienneté ont été plus touchées par les licenciements que celles qui en avaient le plus.

Tableau A-13

Distribution du ratio emploi-population selon la durée des emplois, 1981-1982*

En pourcentage

	Les deux sexes		Hommes		Femmes	
	1981	1982	1981	1982	1981	1982
Durée des emplois :						
Moins de 6 mois	10,4	8,4	11,5	9,2	9,4	7,6
6 mois à 1 an	5,4	4,9	5,7	5,1	5,1	4,7
1 à 2 ans	6,8	6,7	7,3	6,8	6,3	6,5
2 à 3 ans	4,9	4,9	5,6	5,3	4,4	4,5
3 à 5 ans	6,7	7,1	7,8	8,0	5,7	6,2
6 à 10 ans	10,8	10,5	13,1	12,6	8,6	8,4
11 à 15 ans	5,8	5,8	7,8	7,7	3,8	3,9
16 à 20 ans	3,3	3,4	4,8	4,9	1,8	1,9
21 à 25 ans	2,1	2,0	3,2	3,0	1,0	1,0
26 à 30 ans	1,5	1,5	2,6	2,4	0,5	0,6
31 à 35 ans	1,1	1,0	1,9	1,8	0,3	0,3
Plus de 35 ans	0,9	0,9	1,6	1,6	0,3	0,3
Ratio total	59,8	56,9	72,7	68,4	47,3	46,0

*Durée des emplois selon la durée des périodes en cours.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur la durée des emplois fournies par Statistique Canada.

Tableau A-14

Distribution du ratio emploi-population selon la durée des emplois, l'âge et le sexe, 1981-1982*

En pourcentage

	Hommes				Femmes			
	20 à 24 ans		40 à 44 ans		20 à 24 ans		40 à 44 ans	
	1981	1982	1981	1982	1981	1982	1981	1982
Durée des emplois :								
Moins de 6 mois	22,8	17,9	7,3	6,4	18,3	15,3	7,2	6,0
6 mois à 1 an	10,5	9,4	4,1	3,9	10,7	9,6	4,6	4,1
1 à 2 ans	13,3	13,0	6,0	5,6	12,7	13,1	6,8	7,1
2 à 3 ans	9,9	9,4	5,0	4,9	9,1	9,4	4,3	5,3
3 à 5 ans	11,8	11,9	8,6	8,6	9,8	10,7	8,3	8,5
6 à 10 ans	6,8	6,5	17,7	16,8	4,9	4,3	14,5	14,4
11 à 15 ans	0,3	0,3	16,1	15,9	0,1	0,1	6,9	7,5
16 à 20 ans			13,8	14,2			3,9	3,7
21 à 25 ans			9,6	8,8			3,4	2,6
26 à 30 ans			3,2	2,7			0,8	1,0
31 à 35 ans			0,2	0,2				
Ratio total	75,7	68,2	91,6	88,0	65,7	62,7	60,6	60,4

*Durée des emplois selon la durée des périodes en cours.
SOURCE Estimations des auteurs d'après des données sur la durée des emplois fournies par Statistique Canada.

Notes

CHAPITRE 1

1 Garraty (1978).

2 Pour une formulation récente de cette idée, voir Solow (1980).

3 Par exemple, Azariadis (1975, 1981), Baily (1976, 1977) et Gordon (1974).

4 Friedman (1968) et Phelps et autres (1970).

5 Sargent (1976) et Sargent et Wallace (1976).

6 Feldstein (1973*a*, 1973*b*) et Hall (1970, 1972).

7 Tobin (1972) et Solow (1980), entre autres.

8 Akerloff et Main (1980, 1981).

9 Denton et Ostry (1965), Conseil économique du Canada (1976, 1982).

10 McIlveen et Sims (1978).

11 Green et Cousineau (1976), Grubel, Maki et Sax (1978) et Reid et Meltz (1979).

12 West et McKee (1980).

13 Fortin et Newton (1982).

14 Feldstein (1973*b*).

CHAPITRE 2

1 Pour plus de détails à ce sujet, voir Macredie et Veevers (1979) et Macredie (1983).

2 Pour obtenir plus d'information au sujet de l'utilisation de l'Enquête sur l'activité annuelle, voir Beach et Kaliski (1981).

3 Voir Luckett (1980).

CHAPITRE 3

1 Cette affirmation est fondée sur l'hypothèse d'un flux constant d'entrée en chômage au cours de l'année, et a pour but d'isoler l'effet de la durée du chômage.

2 Dans l'équation présentée au tableau 3-2, ainsi que dans toutes les autres estimations basées sur une fonction de risque, un coefficient négatif statistiquement significatif est associé à la variable *ln t*, ce qui indique une diminution des probabilités de sortie dans le temps.

3 Pour plus de détails au sujet de l'hétérogénéité et de la dépendance à l'égard du statut d'activité, voir Heckman et Borjas (1981).

4 Le Projet de dépistage de la main-d'œuvre fournit une base de données longitudinale portant sur cinq années (1973-1978). Cette enquête a été menée par le ministère de l'Industrie et du commerce (1979*a*, 1979*b*) en vue d'analyser le processus d'adaptation des travailleurs aux mises à pied résultant de fermetures d'usines ou de réductions de la production. L'enquête était donc axée sur des collectivités données, ainsi que sur des secteurs d'activité et des usines qui présentaient des problèmes de chômage particuliers. Les personnes interrogées ont fait état de leur expérience sur le marché du travail au cours des cinq années en question. On a aussi recueilli de l'information au sujet des caractéristiques des personnes en cause, de leur statut matrimonial, de leur niveau d'instruction, de leur catégorie professionnelle, ainsi que de leur mobilité. Cette enquête est décrite en détail dans Hasan et Gera (1982).

5 Voir Hasan et Gera (1982).

6 Voir notamment McGregor (1978).

CHAPITRE 4

1 Statistique Canada, *La population active*, nº 71-001 au catalogue, publication mensuelle.

2 Ibid., janvier 1981, p. 78.

3 Semblable hypothèse a été avancée par Perry (1972), ainsi que par Clark et Summers (1979).

CHAPITRE 5

1 L'incidence et la durée de l'emploi sont calculées à l'aide de la technique décrite au chapitre 2. Son application à la situation de l'emploi est exposée plus en détail au chapitre 6.

2 Voir de Broucker (1981) au sujet des rôles de l'offre et de la demande dans la détermination du taux de chômage.

3 Ce résultat s'inscrit dans la ligne des observations de nombreux chercheurs qui ont analysé l'incidence de certains changements institutionnels, comme ceux apportés au programme d'assurance-chômage.

CHAPITRE 6

1 En 1975, 11 % des personnes qui travaillaient à temps partiel auraient préféré travailler à plein temps, mais ne réussissaient pas à trouver un tel emploi. Ce pourcentage atteignait 18 % en 1980 et 25 % en 1982. Au fil des ans, les femmes ont constamment représenté près de 70 % de ces personnes travaillant involontairement à temps partiel.

2 Selon la méthodologie retenue, il nous faut explicitement tenir compte de la structure par âge de la population; c'est pourquoi cette section traite des groupes démographiques définis en fonction de l'âge et du sexe.

3 Notre analyse sur la durée des emplois porte sur l'année 1981 en raison des contraintes imposées par la nouvelle enquête sur la population active, 1976 étant la première année disponible pour le calcul des taux historiques de conservation d'emploi. Les tendances relatives à la durée de l'emploi évoluent toutefois lentement, si bien que la tendance observée en 1981 ne devrait pas différer beaucoup de celle de 1980.

4 Il est évident que la stabilité de l'emploi est une caractéristique importante de l'économie canadienne. La théorie des contrats pourrait donc expliquer le comportement observé relativement à l'emploi. Pour une étude plus détaillée de cette question précise, voir Hasan et Magun (1983).

5 Un « nouvel emploi » est un emploi qui durait depuis moins de six mois au moment de l'enquête.

6 Se reporter à Boulet et Lavallée (1984) pour une étude détaillée du comportement des femmes sur le marché du travail.

CHAPITRE 7

1 Une des récentes études de ce genre a été effectuée par Denton, Robb et Spencer (1980).

2 Se référer aussi à la méthodologie présentée au chapitre 2.

3 De mai à septembre, l'Enquête sur la population active comprend une série de questions sur l'activité des jeunes qui déclarent avoir été étudiants à plein temps au mois de mars précédent. De plus, on leur demande s'ils comptent retourner aux études l'automne suivant. C'est ainsi qu'on établit deux catégories : les étudiants qui comptent reprendre leurs études à plein temps à l'automne, et ceux qui n'en ont pas l'intention ou qui n'en sont pas certains. Ces statistiques ont été compilées depuis 1977. En juillet 80, mois où le taux de participation des jeunes est le plus élevé, la répartition entre les deux catégories était la suivante :

	Hommes 15 à 19 ans	Femmes 15 à 19 ans	Hommes 20 à 24 ans	Femmes 20 à 24 ans
Étudiants retournant aux études	86,4	85,9	65,7	61,8
Autres étudiants	13,6	14,1	34,3	38,2

4 Voir Marston (1976) et Feldstein (1973*a*,*b*, 1975).

5 Malheureusement aucune donnée n'a été publiée pour les deux sous-groupes de 15 à 19 ans et de 20 à 24 ans.

CHAPITRE 8

1 Nous ferons une analyse à l'échelle régionale, plutôt qu'à l'échelle provinciale, parce que les données sur les régions sont plus fiables. Le regroupement des provinces en régions (cela concerne l'Atlantique et les Prairies) suppose qu'il existe une certaine homogénéité entre les provinces groupées; nous croyons que cette opinion est assez largement admise au Canada.

2 Lorsque nous parlons de sorties, il s'agit toujours de sorties de la population active. En ce qui concerne le taux d'entrée (ou de retour), il s'agit de la proportion de personnes inactives qui entrent ou retournent dans la population active au cours d'un mois donné.

3 Nous devons évidemment reconnaître que c'est à l'Ontario que revient la plus forte pondération dans la moyenne canadienne; nous ne croyons pas pour autant que cette réalité puisse modifier nos conclusions.

4 Nous calculons d'abord les écarts saisonniers mensuels (taux désaisonnalisé moins taux observé). Nous calculons ensuite un taux saisonnier pour chacun des mois de l'année (écart saisonnier pour le mois en question moins écart saisonnier négatif le plus élevé au cours de l'année). Finalement, le taux saisonnier annuel résulte de la moyenne arithmétique des taux mensuels. Beaudry (1978) a appliqué cette méthode de calcul au taux de chômage; nous avons étendu sa méthode au ratio emploi-population.

5 Il convient de rappeler, comme nous l'avons vu au chapitre précédent, qu'une part importante de l'emploi des jeunes est de nature hautement saisonnière; il est évident qu'il s'agit là d'une des composantes qui sous-tendent l'incidence saisonnière observée ici, mais nous pouvons raisonnablement supposer que ce phénomène particulier ne devrait pas toucher de manière très différente les diverses provinces et, quoi qu'il en soit, cela ne suffirait pas à expliquer les écarts importants que nous avons observés.

APPENDICE

1 Ces écarts ne peuvent pas être comparés directement avec ceux que nous avons présentés plus tôt dans le présent appendice, puisque ces derniers ont été obtenus sous l'hypothèse d'un état stationnaire.

Liste des tableaux et graphiques

Liste des tableaux

2-1	Matrice des flux bruts sur le marché du travail	8
2-2	Stocks et flux du marché du travail, janvier-février 1981	9
2-3	Taux de transition entre les divers états d'activité, moyennes mensuelles, 1980	9
2-4	Chômage en 1979	10
2-5	Taux de chômage et ses composantes, moyennes mensuelles, 1980	11
2-6	Contribution des flux d'activité à l'écart entre le taux de chômage des femmes et celui des hommes, 1980	12
2-7	Mesures de la durée moyenne du chômage, 1976-1980	14
3-1	Probabilités de transition pour les personnes en chômage, 1980	17
3-2	Fonctions de risque associées aux probabilités de transition pour les personnes en chômage, 1980	18
3-3	Durée moyenne des périodes complètes de chômage, 1976-1980	19
3-4	Proportion des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, 1980	20
3-5	Caractéristiques des périodes complètes de chômage, 1976-1980	21
3-6	Chômage de longue durée observé et estimé selon le modèle de Markov, 1976-1980	22
3-7	Coefficients logit pour la probabilité d'être embauché en avril-mai 1978	24
4-1	Estimation « officielle » du découragement selon les deux enquêtes de Statistique Canada, 1980	32
4-2	Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre de travailleurs découragés, février 1977 à août 1982	35
4-3	Augmentation du nombre de travailleurs découragés, août 1981 à août 1982	36
4-4	Distribution des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, 1980	37
4-5	Phénomène du découragement et son incidence sur le taux de chômage et sur la durée moyenne du chômage, 1980	38
5-1	Variation du taux de chômage, 1976 à 1978	42
5-2	Contribution de l'incidence et de la durée aux variations des taux de chômage et d'emploi, 1976 à 1978	42
5-3	Contribution des flux d'activité à la variation du taux de chômage, 1976 à 1978	43
5-4	Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre de personnes nouvellement en chômage, 1972-1980	45

5-5 Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre de personnes en chômage prolongé, 1972-1980 46

5-6 Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre total de personnes en chômage, 1972-1980 47

6-1 Emploi à plein temps et à temps partiel, 1975-1982 54

6-2 Taux d'emploi et ses composantes, 1980 55

6-3 Distribution des périodes d'emploi selon leur durée, 1980 55

6-4 Durée moyenne des emplois par secteur d'activité, 1980 56

6-5 Durée moyenne des emplois par professions, 1980 56

6-6 Taux historique et contemporain de conservation d'un emploi pour certaines cohortes d'âge, 1976-1981 58

6-7 Distribution des emplois selon leur durée éventuelle, 1981 59

6-8 Probabilité qu'un nouvel emploi dure 20 ans, 1981 59

6-9 Cheminement vers des emplois de longue durée, 1981 60

6-10 Nombre de nouveaux emplois par travailleur, 1981 60

6-11 Caractéristiques des périodes d'emploi de courte durée, 1979 61

6-12 Distribution des périodes d'emploi de courte durée selon le type de période, 1979 62

7-1 Les jeunes dans la population active, 1956-1983 64

7-2 Taux de transition selon l'âge et le sexe, 1980 65

7-3 Taux de chômage et ses composantes selon l'âge et le sexe, moyenne mensuelle, 1980 66

7-4 Taux d'emploi et ses composantes selon l'âge et le sexe, moyenne mensuelle, 1980 66

7-5 Contribution des divers flux d'activité aux différences observées entre le taux de chômage des hommes d'âge moyen et ceux des autres groupes d'âge et de sexe, 1980 67

7-6 Situation des étudiants sur le marché du travail au cours de l'été, 1980 69

7-7 Probabilité de retour dans la population active après une période sans emploi, 1980 70

7-8 Caractéristiques des périodes complètes de chômage, selon l'âge, 1980 71

7-9 Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre de personnes en chômage prolongé, selon l'âge et le sexe, 1972-1980 72

7-10 Proportion des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, selon l'âge, le sexe et la durée du chômage, 1980 73

7-11 Durée moyenne des périodes complètes de chômage, selon l'âge et le sexe, 1980 74

7-12 Distribution des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, selon l'âge et le sexe, 1980 75

7-13 Phénomène du découragement et son incidence sur le taux de chômage, selon l'âge et le sexe, 1980 75

7-14 Estimations empiriques des effets saisonniers, structurels et cycliques sur le nombre de travailleurs découragés, selon l'âge et le sexe, février 1977 à août 1982 76

7-15 Distribution des personnes en chômage à un moment donné au cours de l'année, selon le nombre de périodes de chômage, 1980 77

7-16 Nombre moyen de semaines d'activité par personne active à un moment donné au cours de l'année, 1980 77
7-17 Diverses mesures du chômage, 1979 78
7-18 Durée des périodes d'emploi, 1980 79
7-19 Distribution cumulative des périodes d'emploi terminées et en cours, ainsi que de l'emploi total, selon la durée des périodes et l'âge, 1980 80
7-20 Distribution des périodes d'emploi de courte durée selon l'âge, le sexe et le type de périodes, 1979 81
7-21 Personnes occupées à un moment quelconque au cours de l'année, 1980 82
8-1 Taux de transition par région, 1980 87
8-2 Contribution des divers flux d'activité aux différences observées entre le taux de chômage de l'Ontario et ceux des autres régions, 1980 88
8-3 Taux de chômage et ses composantes selon les régions, 1980 89
8-4 Contribution de l'incidence et de la durée du chômage aux différences observées entre le taux de chômage de l'Ontario et ceux des autres régions, 1980 90
8-5 Incidence des facteurs saisonniers sur les marchés régionaux du travail, 1980 91
8-6 Durée moyenne des périodes complètes de chômage et proportion des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, selon la région, 1980 93
8-7 Caractéristiques des périodes complètes de chômage selon la région, 1980 94
8-8 Estimations comparées du nombre de travailleurs découragés par province, 1980 97
8-9 Phénomène du découragement et son incidence sur le taux de chômage, selon la région, 1980 97
8-10 Taux d'emploi et ses composantes selon la région, moyennes mensuelles, 1980 98
8-11 Mesures de la durée moyenne des périodes d'emploi selon la région, 1980 98
8-12 Distribution des emplois selon leur durée éventuelle et la région, 1981 99
8-13 Distribution des périodes d'emploi de courte durée, selon la région et le type de période, 1979 100
A-1 Taux de chômage et ses composantes, selon la région, 1981-1982 111
A-2 Taux de chômage et ses composantes, selon l'âge et le sexe, 1981-1982 112
A-3 Contribution des flux d'activité à la variation du taux de chômage, selon la région, 1981-1982 113
A-4 Contribution des flux d'activité à la variation du taux de chômage, selon l'âge et le sexe, 1981-1982 113
A-5 Contribution des flux d'activité à la variation du ratio emploi-population, selon l'âge et le sexe, 1981-1982 114
A-6 Caractéristiques des périodes complètes de chômage, selon l'âge et le sexe, 1981-1982 114
A-7 Caractéristiques des périodes complètes de chômage, selon la région, 1981-1982 115

A-8 Proportion des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, selon l'âge et le sexe, 1981-1982 116
A-9 Proportion des périodes de chômage se terminant par un retrait d'activité, selon la région, 1981-1982 116
A-10 Phénomène du découragement et son incidence sur le taux de chômage, selon l'âge et le sexe, 1981-1982 117
A-11 Mesures comparées du chômage selon l'âge et le sexe, 1981-1982 118
A-12 Mesures comparées du chômage selon la région, 1981-1982 119
A-13 Distribution du ratio emploi-population selon la durée des emplois, 1981-1982 120
A-14 Distribution du ratio emploi-population selon la durée des emplois, l'âge et le sexe, 1981-1982 120

Liste des graphiques

2-1 Périodes de chômage complètes et en cours 13
3-1 Probabilités de sortie du chômage et distribution du chômage, 1980 23
4-1 Chômage et chômage déguisé, février 1977 à août 1982 31
4-2 Ratio emploi-population, février 1977 à août 1982 33
4-3 Distribution de la population active et du chômage de longue durée selon le sexe, 1980 38
5-1 Incidence des variations saisonnières sur le nombre de personnes nouvellement en chômage 43
5-2 Incidence des variations saisonnières sur le nombre de personnes en chômage prolongé 48
5-3 Incidence des variations saisonnières sur le nombre total de personnes en chômage 49
7-1 Probabilités mensuelles de transition selon l'âge, 1980 68
8-1 Écart entre les taux de transition régionaux et la moyenne canadienne 86
8-2 Probabilité mensuelle de trouver un emploi après une période de chômage, selon la région, 1980 92
8-3 Probabilité mensuelle de sortir du chômage, selon la région, 1980 95
8-4 Probabilité mensuelle de se retirer de la population active après une période de chômage selon la région, 1980 96
A-1 Population active et emploi, données désaisonnalisées, janvier 1979 à mars 1983 110

Bibliographie

AKERLOF, G. A. et MAIN, B. « Unemployment Spells and Unemployment Experience », *American Economic Review*, 1980, vol. 70, pp. 885-893.

———. « An Experience-Weighted Measure of Employment and Unemployment Durations », *American Economic Review*, 1981, vol. 71, pp. 1003-1011.

ALLEGRE, C. « Étude des flux bruts sur le marché du travail aux États-Unis à l'aide d'un formalisme markovien simple », *Économies et Sociétés*, Série AB, octobre-décembre 1977, Tome XI, pp. 10-12.

AZARIADIS, C. « Implicit Contracts and Unemployment Equilibria », *Journal of Political Economy*, 1975, vol. 83, pp. 1183-1202.

———. « Implicit Contracts and Related Topics: A Survey », dans *The Economics of the Labour Market*, textes rassemblés par Z. Hornstein, J. Grice et A. Webb, Londres, HMSO, 1981, pp. 219-248.

BAILAR, B. « The Effects of Rotation Group Bias on Estimates from Panel Surveys », *Journal of the American Statistical Association*, 1971, vol. 70, pp. 23-30.

BAILY, M. N. « Wages and Employment under Uncertain Demand », *Review of Economic Studies*, 1974, vol. 41, pp. 37-50.

———. « Contract Theory and the Moderation of Inflation by Recession and by Controls », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976, vol. 3, pp. 585-622.

———. « On the Theory of Layoffs and Unemployment », *Econometrica*, 1977, vol. 44, pp. 1043-1063.

BARRON, J. et MELLOW, W. « Changes in Labor Force Status Among the Unemployed », *Journal of Human Resources*, 1981, vol. 16, pp. 427-441.

BEACH, C. M. et KALISKI, S. F. « Unemployment Frequency and Duration: Preliminary Estimates for Canada for 1978 from AWPS », Queen's University, Kingston, 1981.

BEAUDRY, R. « L'importance du chômage saisonnier dans les disparités de chômage au Canada », *Revue canadienne d'économique*, 1978, vol. 11, pp. 333-345.

BJORKLUND, A. « On the Duration of Unemployment in Sweden, 1965-1975 », *Scandinavian Journal of Economics*, 1978, vol. 80, pp. 421-439.

BOULET, J.-A. et LAVALLÉE, L. *L'évolution de la situation économique des femmes*, Conseil économique du Canada, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1984.

BOWERS, J. K. et HARKESS, D. « Duration of Unemployment by Age and Sex », *Economica*, 1979, vol. 46, pp. 239-260.

BOWERS, N. « Probing the Issues of Unemployment Duration », *Monthly Labor Review*, 1980, vol. 103, n° 7, pp. 23-32.

CAIN, G. G. « Labor Force Concepts and Definitions in View of Their Purposes », University of Wisconsin, Institute for Research on Poverty, Madison, 1978.

CANADA. Chambre des communes, Comité spécial sur les perspectives d'emploi pour les années 80, *Du travail pour demain : les perspectives d'emploi pour les années 80*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1981.

———. Emploi et Immigration Canada, *L'évolution du marché du travail dans les années 1980*, Groupe d'étude de l'évolution du marché du travail, Ottawa, Emploi et Immigration Canada, 1981.

———. Ministère de la Main-d'œuvre et de l'Immigration, « Labour Market Flows in Canada », Research Projects Group, Strategic Planning and Research Division, Economic Analysis and Forecasts Branch, Ottawa, juin 1976.

———. Ministère de l'Industrie et du Commerce, « Résultats de l'analyse de régression sur le dépistage de la main-d'œuvre », Ottawa, le Ministère, Direction de l'analyse économique, 1979*a*, reprographie.

———. Ministère de l'Industrie et du Commerce, « Rapport sur le projet de dépistage de la main-d'œuvre », Ottawa, le Ministère, Direction de l'analyse économique, mars 1979*b*, reprographie.

———. Statistique Canada, Les inactifs : leurs activités de recherche d'emploi et leur désir de travailler, n° 71-001 au catalogue, janvier 1981.

———. Statistique Canada, Emploi et chômage pendant la totalité ou une partie de l'année : résultats des enquêtes sur l'activité annuelle, 1977 à 1980, n° 71-531 au catalogue, 1982.

———. Statistique Canada, Statistiques chronologiques sur la population active : chiffres réels, facteurs saisonniers et données désaisonnalisées, n° 71-201 au catalogue, publication annuelle.

———. Statistique Canada, La population active, n° 71-001 au catalogue, publication mensuelle.

———. Travail Canada, *Le travail à temps partiel au Canada*, Rapport de la Commission d'enquête sur le travail à temps partiel, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1983.

CARR, T. « A Comparative Study of the Duration of Unemployment of Young and Middle-Aged Men », Ohio State University, Center for Human Resource Research, Columbus, 1978.

CLARK, K. B. et SUMMERS, L. H. *The Dynamics of Youth Unemployment*, National Bureau of Economic Research Working Paper 274, Cambridge, Mass., 1978*a*.

———. « Labor Force Transitions and Unemployment », U.S. Department of Labor, Technical Analysis Paper No. 59, Washington, 1978*b*.

———. « Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1979, pp. 13-60.

———. « Unemployment Reconsidered », *Harvard Business Review*, novembre-décembre 1980, pp. 171-179.

CLOUTIER, J. E. et SMITH, A. M. M. « The Evaluation of an Alternative Unemployment Insurance Plan », Conseil économique du Canada, Document nº 159, Ottawa, 1980.

CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA. *Des travailleurs et des emplois – Une étude du marché du travail au Canada*, Ottawa, Information Canada, 1976.

———. *Pénuries et carences – Travailleurs qualifiés et emplois durant les années 80*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1982.

DAWSON, D. A. et DENTON, F. T. « Some Models for Simulating Canadian Manpower Flows and Related Systems », *Socio Economic Planning Sciences*, 1974, vol. 8, pp. 233-248.

DE BROUCKER, P. « Sensibilité du chômage et caractéristiques de l'offre et de la demande sur le marché du travail », *L'actualité économique*, 1981, vol. 57, pp. 359-375.

——— et HASAN, A. « An Assessment of the Turnover View of the Labour Markets: Some Canadian Evidence », Document présenté aux réunions de l'Eastern Economic Association, Washington, 29 avril au 1 mai 1982.

DENTON, F. T. « A Simulation Model of Month-to-Month Labor Force Movement in Canada », *International Economic Review*, 1973, vol. 14, pp. 293-311.

——— et OSTRY, S. *Une analyse du chômage depuis la fin de la guerre*, Conseil économique du Canada, Étude nº 3, Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1965.

———, FEAVER, C. H. et ROBB, A. L. *La dynamique à court terme du marché du travail au Canada*, Conseil économique du Canada, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1977.

———, ROBB, A. L. et SPENCER, B. *Unemployment and Labour Force Behaviour of Young People: Evidence from Canada and Ontario*. Conseil économique de l'Ontario, Toronto, Presses de l'Université de Toronto, 1980.

DISNEY, R. « Recurrent Spells and Concentration of Unemployment in Great Britain », *Economic Journal*, 1979, vol. 89, pp. 109-119.

ÉTATS-UNIS. Bureau of Labor Statistics, Current Population Survey, Washington, G.P.O., publication mensuelle.

FELDSTEIN, M. S. « The Economics of the New Unemployment », *Public Interest*, 1973*a*, automne 1973, pp. 3-42.

———. *Lowering the Permanent Rate of Unemployment*. Washington, G.P.O., 1973*b*.

———. « The Importance of Temporary Layoffs: An Empirical Analysis », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1975, vol. 3, pp. 725-744.

———. « Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment », *The Journal of Political Economy*, 1976, vol. 84, pp. 937-957.

FINEGAN, T. A. *The Measurement, Behaviour and Classification of Discouraged Workers*, National Commission on Employment and Unemployment Statistics, Background Paper 12, Washington, juin 1978.

———. « Discouraged Workers and Economic Fluctuations », *Industrial and Labor Relations Review*, 1981, vol. 35, pp. 88-102.

FLAIM, P. O. « Discouraged Workers and Changes in Unemployment », *Monthly Labor Review*, 1973, vol. 96, nº 3, pp. 8-16.

FORTIN, P. et NEWTON, K. « Labor Market Tightness and Wage Inflation in Canada », dans *Workers, Jobs and Inflation*, textes rassemblés par M. N. Baily, Washington, The Brookings Institution, 1982.

FRANK, R. « How Long is a Spell of Unemployment? », *Econometrica*, 1978, vol. 46, pp. 285-301.

——— et FREEMAN, R. T. « The Distribution of the Unemployment Burden: Do the Last Hired Leave First? », *The Review of Economics and Statistics*, 1978, vol. 60, pp. 389-391.

FRIEDMAN, M. « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, 1968, vol. 58, pp. 1-5.

GARFINKEL, S. « The Outcomes of a Spell of Unemployment », *Monthly Labor Review*, 1977, vol. 100, nº 1, pp. 54-57.

GARRATY, J. *Unemployment in History: Economic Thought and Public Policy*, New York, Harper, 1978.

GLENDAY, G. et JENKINS, G. P. *The Unemployment Experience of Individuals*, Groupe d'étude de l'évolution du marché du travail, Étude technique nº 14, Ottawa, Emploi et Immigration Canada, 1981.

———. *Patterns of Duration of Employment and Unemployment*, Groupe d'étude de l'évolution du marché du travail, Étude technique nº 12, Ottawa, Emploi et Immigration Canada, 1981.

———. *The Employment Experience of the Unemployed*, Groupe d'étude de l'évolution du marché du travail, Étude technique nº 13, Ottawa, Emploi et Immigration Canada, 1981.

GORDON, D. F. « A Neo-Classical Theory of Keynesian Unemployment », *Economic Inquiry*, 1974, vol. 12, pp. 431-459.

GREEN, C. et COUSINEAU, J.-M. *Chômage et programmes d'assurance-chômage*, Conseil économique du Canada, Ottawa, Information Canada, 1976.

GRUBEL, H. G., MAKI, D. et SAX, S. « Real and Insurance Induced Unemployment in Canada », *Revue canadienne d'économique*, 1978, vol. 11, pp. 174-191.

HALL, R. E. « Why is the Unemployment Rate so High at Full Employment? », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1970, nº 3, pp. 396-410.

———. « Turnover in the Labour Force », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1972, n° 3, pp. 709-756.

———. « Employment Fluctuations and Wage Rigidity », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981, n° 2, pp. 91-141.

———. « The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy », *American Economic Review*, 1982, vol. 72, pp. 716-724.

HAMERMESH, D. S. et GRANT, J. « Econometric Studies of Labor – Labor Substitution and Their Implications for Policy », *Journal of Human Resources*, 1979, vol. 14, pp. 518-542.

HASAN, A. et DE BROUCKER, P. « Rotation et instabilité d'emploi sur les marchés du travail des jeunes au Canada », dans OCDE, *La nature du chômage des jeunes : Analyse à l'intention des pouvoirs publics*, Paris, 1984, pp. 67-111.

———. « Duration and Concentration of Unemployment », *Revue canadienne d'économique*, 1982, vol. 15, pp. 735-756.

——— et GERA, S. « Aspects of Job Search in Canada », Conseil économique du Canada, Document n° 156, Ottawa, 1980.

———. *Recherche d'emploi, chômage et gains salariaux sur le marché du travail*, Conseil économique du Canada, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1982.

——— et MAGUN, S. « Contract Theory and Employment Fluctuations in the Canadian Economy », Document présenté aux réunions de l'Association canadienne d'économique, Université de la Colombie-Britannique, Vancouver, juin 1983.

HECKMAN, J. J. et BORJAS, G. J. « Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence », *Economica*, 1981, vol. 47, pp. 247-283.

——— et WILLIS, R. J. « A Beta-Logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation », *Journal of Political Economy*, 1977, vol. 85, pp. 27-58.

HILASKI, H. « The Status of Research on Gross Changes in the Labor Force », *Employment and Earnings*, octobre 1968, pp. 6-13.

HOLT, C. C. « How Can the Phillips' Curve be Moved to Reduce Both Inflation and Unemployment? », dans *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, textes rassemblés par E. S. Phelps et autres, New York, W. W. Norton, 1970.

JOB, B. C. « How Likely are Individuals to Enter the Labour Force? », *Monthly Labor Review*, 1979, vol. 103, n° 9, pp. 28-34.

KAITZ, H. « Analyzing the Length of Spells of Unemployment », *Monthly Labor Review*, 1970, vol. 93, n° 11, pp. 11-20.

KALISKI, S. F. « Some Aspects of the Nature and Duration of Unemployment in Canada », Queen's University Discussion Paper 350, Kingston, 1979.

LAZAR, F. « Regional Unemployment Rate Disparities in Canada: Some Possible Explanations », *Revue canadienne d'économique*, 1977, vol. 10, pp. 112-129.

LUCAS, R. E. et RAPPING, L. A. « Real Wages, Employment and Inflation », dans *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, textes rassemblés par E. W. Phelps, New York, W. W. Norton, 1970.

LUCKETT, J. P. « A Communication: Estimating Unemployment Duration », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1979, n° 2, pp. 476-479.

———. « Estimating Unemployment Duration and Unemployment Flows from Cross-Section Data », thèse de doctorat, Université Cornell, 1980.

MACREDIE, I. « Incidence des erreurs de réponse sur l'estimation des flux de main-d'œuvre », Statistique Canada, Division des caractéristiques économiques, Section de l'activité de la population active, Ottawa, 1983, reprographie.

——— et VEEVERS, R. « Estimation of Gross Flows from the Canadian Labour Force Survey », Statistique Canada, Division des caractéristiques économiques, Section de l'activité de la population active, Ottawa, 1979, reprographie.

MAGUN, S. « Unemployment Experience in Canada: A Five-Year Longitudinal Analysis », Politique stratégique et planification, Emploi et Immigration Canada, Ottawa, 1982, reprographie.

———. « The Unemployment Experience of Older Workers in Canada; 1976-1982 », Politique stratégique et planification, Emploi et Immigration Canada, Ottawa, février 1984, reprographie.

MAIN, B. « The Length of Employment and Unemployment in Great Britain », *Scottish Journal of Political Economy*, 1981, vol. 28, pp. 146-164.

MARSTON, S. T. « Employment Instability and High Unemployment Rates », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976, n° 1, pp. 169-210.

MASSON, A. « Peut-on mesurer le risque de devenir chômeur ? », *Consommation-Revue de Socio-Économie*, 1980, vol. 27, n° 3, pp. 3-24.

———. « Estimation du risque à terme de chômage », *Annales de l'INSEE*, 1983, vol. 52, pp. 23-53.

MCGREGOR, A. « Unemployment Duration and Re-employment Probability », *Economic Journal*, 1978, vol. 88, pp. 693-706.

———. « Employment Instability and Unemployment », *Manchester School of Economic and Social Studies*, 1980, vol. 48, pp. 17-38.

MCILVEEN, M. et SIMS, M. *Composantes de flux du chômage au Canada*, Statistique Canada, n° 71-527 au catalogue, juillet 1978.

NICKELL, S. « Estimating the Probability of Leaving Unemployment », *Econometrica*, 1979, vol. 47, pp. 1249-1266.

ONDECK, C. M. « Discouraged Workers' Link to Jobless Rate Reaffirmed », *Monthly Labor Review*, 1978, vol. 101, n° 10, pp. 40-42.

PERRY, G. L. « Changing Labor Markets and Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1970, n° 3, pp. 411-448.

———. « Unemployment Flows in the U.S. Labor Market », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1972, n° 2, pp. 245-292.

PHELPS, E. S. et autres. *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York, W. W. Norton, 1970.

PIGOU, A. C. *The Theory of Unemployment*, Clifton, N.J., Kelley, 1933, réimpression.

POSTNER, H. H. *Perspectives nouvelles sur le chômage frictionnel : Une comparaison entre Terre-Neuve et le Canada*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1980.

REID, F. et MELTZ, N. M. « Causes of Shifts in the Unemployment-Vacancy Relationship: An Empirical Analysis for Canada », *Review of Economics and Statistics*, 1979, vol. 61, pp. 470-474.

SALAIS, R. « Chômage : fréquences d'entrée et durées moyennes selon l'enquête emploi », *Annales de l'INSEE*, 1974, n°s 16-17, pp. 163-237.

———. « Le chômage, un phénomène de file d'attente », *Économie et Statistique*, 1980, n° 123, pp. 67-78.

SALANT, S. W. « Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts », *Quarterly Journal of Economics*, 1977, vol. 91, pp. 39-57.

SALOP, C. « Systematic Job Search and Unemployment », *Review of Economic Studies*, 1973, vol. 40, pp. 191-201.

SARGENT, T. J. « The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics », *Journal of Political Economy*, 1976, vol. 84, pp. 631-640.

——— et WALLACE N. « Rational Expectations and the Theory of Economic Policy », *Journal of Monetary Economics*, 1976, vol. 2, pp. 169-184.

SIEDULE, T. et NEWTON, K. *Tentative Measure of Labour Hoarding, 1961-1977*, Conseil économique du Canada, Ottawa, Document n° 128, 1979a.

———. « Discouraged and Additional Workers Revisited », Conseil économique du Canada, Ottawa, Document n° 141, 1979b.

SMITH, R. E. « A Simulation Model of the Demographic Composition of Employment, Unemployment and Labor Force Participation », dans *Research in Labor Economics*, textes rassemblés par R. G. Ehrenberg, Greenwich, Conn., JAI Press, 1977.

———, VANSKI, J. E. et HOLT, C. C. « Recession and the Employment of Demographic Groups », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1974, vol. 3, pp. 737-760.

SOLOW, R. M. « On Theories of Unemployment », *American Economic Review*, mars 1980, pp. 1-11.

STIGLER, G. J. « The Economics of Information », *Journal of Political Economy*, 1961, vol. 69, pp. 213-225.

———. « Information in the Labour Market », *Journal of Political Economy*, 1962, vol. 70, pp. 94-105.

TOBIN, J. « Inflation and Unemployment », *American Economic Review*, 1972, vol. 62, pp. 1-18.

TOIKKA, R. S. « A Markovian Model of Labor Market Decisions », *American Economic Review*, 1976, vol. 66, pp. 821-834.

VEEVERS, R. et MACREDIE, I. « Gross Change Data: The Neglected Data Base – The Canadian Experience », dans *Data Collection Processing and Presentation: National and Local Counting the Labour Force*, pp. 153-159, Appendix Vol. 2, National Commission on Employment and Unemployment Statistics, Washington, G.P.O., 1979.

WACHTER, M. L. « Intermediate Swings in Labor Force Participation », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1977, vol. 3, pp. 545-576.

WARREN, R. S. « A Method to Measure Flow and Duration as Unemployment Rate Components », *Monthly Labor Review*, 1977, vol. 100, n° 3, pp. 71-72.

WEST, E. G. et MCKEE, M. *Le salaire minimum : Nouveaux aspects théoriques, empiriques et politiques*, Conseil économique du Canada et Institut de recherches politiques, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1980.